User Report

Notes on the development of Static-2002

2003-01

Solicitor General Canada

Canada

R. Karl Hanson
Department of the Solicitor General of Canada

David Thornton
Sand Ridge Secure Treatment Center
Department of Health and Family Services, WI

Notes on the development of Static-2002

2003-01

The views expressed are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Department of the Solicitor General of Canada or the Department of Health and Family Services in Wisconsin. This document is available in French. *Ce rapport est disponible en français sous le titre : Notes sur l'élaboration de la Statique-2002.*

Also available on Solicitor General Canada's Internet Site: www.sgc.gc.ca.

Public Works and Government Services Canada
Cat. No.: JS42-116/2002
ISBN: 0-662-67086-8

103-03694/

AUTHORS NOTE

We would like to thank Ron Coles, Jean Proulx, Larry Motiuk, Marylee Stephenson, John Reddon, Lea Studer, Janice Marques, Roxanne Lieb and Lin Song for access to their original data sets.

Correspondence concerning this report can be addressed to either author.

R. Karl Hanson
Corrections Research
Department of the Solicitor General of Canada
340 Laurier Ave., West
Ottawa, Ontario
Canada
K1A 0P8

Telephone: (613) 991 2840 Fax: (613) 990 8295
email: hansonk@sgc.gc.ca

David Thornton
Sand Ridge Secure Treatment Center
Department of Health and Family Services of Wisconsin
1111 North Road
Mauston, Wisconsin 53948
U.S.A.

Telephone: (608) 847 1744 Fax: (608) 847 1749
email: thorndm@dhfs.state.wi.us

ABSTRACT

This paper describes the development of a new risk scale for sexual offenders, Static-2002. Like Static-99 (Hanson & Thornton, 1999, 2000), Static-2002 is intended to be a widely applicable risk scale for the prediction of sexual recidivism, which can be coded using commonly available file information. Preliminary analyses (n = 2,169; k = 7) suggest that Static-2002 shows promise, but further research is needed before it can be used in applied contexts. This description of Static-2002 is presented with the hope that researchers can examine its utility and predictive accuracy in new samples.

NOTES ON THE DEVELOPMENT OF STATIC-2002

Why the need for a revision?

Static-99 (Hanson & Thornton, 2000) has been widely adopted as a measure of sex offence recidivism risk, with routine applications in jurisdictions as diverse as Sweden, Texas, and Taiwan. Static-99 is intended to assess the long-term potential for sexual and violent recidivism based on objective, easily obtainable information, such as official criminal history, victim characteristics, and age. The 10 items used in Static-99 were selected from the non-redundant items in two pre-existing risk scales: The Rapid Risk Assessment for Sex Offence Recidivism (RRASOR) (Hanson, 1997) and Thornton's Structured Anchored Clinical Judgement scale (SAC-J) (Grubin, 1998).

Replication studies have found that Static-99 shows levels of predictive accuracy similar to those found in the developmental samples (Barbaree, Seto, Langton, & Peacock, 2001; Nunes, Firestone, Bradford, Greenberg, & Broom, 2002; Sjöstedt, & Långström, 2001). Nevertheless, there are several reasons for revising the measure. The first is a desire for increased coherence and conceptual clarity. Scales that have been developed on a purely empirical basis can be effective in predicting recidivism. However, if evaluators are to considered variables external to an actuarial risk scale, then it is necessary to understand what the scale is already assessing.

Another goal was to improve the consistency of the scoring criteria. Static-99 was created by combining two different scales, each with their own coding rules. As well, Static-99 used the definitions of variables already coded in existing data sets. Consequently, those learning Static-99 are often confronted with unanticipated changes in the coding principles across items. Training would be facilitated and rater reliability improved by increasing the consistency of the coding rules.

Another concern with Static-99 is that certain (rare) cases result in counterintuitive scorings. For example, the score for an offender with a conviction for index non-sexual violence may decrease if he subsequently reoffends with a sexual offence.

It was also hoped that by adding new variables and refining the definitions of the existing variables, the predictive accuracy could increase. In the absence of a marked improvement in predictive accuracy, Static-2002 would still be an improvement over Static-99 if it retained the same levels of predictive accuracy while being simpler and easier to score.

The overall goals of the revision are the same as that of the original Static-99 (and RRASOR and SAC-J): namely, a widely applicable risk scale for the prediction of sexual recidivism that could be reliably scored from commonly available information. As with

Static-99, it was hoped that the scale would show similar levels of predictive accuracy for institutional and community samples of rapists, child molesters and exhibitionists.

The emphasis in scale construction was on the prediction of sexual recidivism. Preliminary analyses were conducted on the current data sets in an attempt to create a separate scale for the prediction of any violent recidivism (including sexual) among sexual offenders. The resulting violence scale was sufficiently similar to the sexual recidivism scale that only the sexual recidivism scale was retained.

OVERALL STRATEGY FOR REVISION

Variables considered

The selection of variables for Static-2002 was guided by previous research on factors associated with sexual offence recidivism. Major sources of variables were the Hanson and Bussière (1998) meta-analysis as well as other empirically developed sex offender risk scales, such as the SORAG (Quinsey, Harris, Rice, & Cormier, 1998) and the MnSOST-R (Epperson, Kaul, & Hesselton, 1998). One important data set contained all sexual offenders released in British Columbia between 1980 and 1992 (n = 727; Hanson, Broom & Stephenson, 2001). The criminal history records in the Hanson *et al.* (2001) data set were deliberately coded in alternate ways allowing for empirical comparisons between coding methods (e.g., counting charges versus sentencing occasions). We also included a number of exploratory variables that were suggested by the constructs we were attempting to assess (e.g., age range of victims).

In keeping with the goals of Static-99, a central concern in variable selection was the ease of data collection. The only variables considered were the offender's age, his officially documented criminal history and the characteristics of the victims of sexual offences (age, relationship to offender, gender). The Static-99 item "Ever lived with a lover for two years" was deleted from Static-2002 because of evaluators' concerns that it was poorly documented in the offender records, and hard to validate in adversarial contexts. The resulting 22 individual variables were organized into the following five content areas: age at release, persistence of sex offending, deviant sexual interests, range of available victims, and general criminality (see Table 1).

Selecting and weighting variables

Scale construction was strongly grounded in the available data, but was not determined by it. There are any number of possible arrangements of the data that could yield similar levels of predictive accuracy. Other researchers following the same general procedure with the same data should identify the same content areas (and the same univariate relationships), but the specific cut-points and weightings could vary substantial (e.g., "age < 30" versus "age < 35").

The principles guiding the selection and weighting of items were simplicity and relevance. Whenever possible, decisions between alternate coding approaches were empirically based. When two alternate coding methods produced equivalent predictive accuracy, then the simpler coding method was selected. In general, simple weights work as well as more complex systems (Silver, Smith & Banks, 2000).

Table 1 Content areas and variables considered

Content area/variable	Sexual recidivism predictor?	Violence recidivism predictor?
Age at release	+	++
Sex offence history	++	+
Sentencing occasions for sexual offences		
Age at first arrest for a sexual offence		
Rate of sexual offending (occasions/age)		
Deviant Sexual Interests	++	0
Any non-contact sex offences		
Any male victims		
Young, unrelated victims		
Range of available victims		
Any unrelated victims	+	?
Any stranger victims	+	+
Age youngest victim	?	0
Age oldest victim	?	?
Age range of victims	+	?
Victims inside and outside the family	+	?
General Criminality	+	++
Any violation of conditional release		
Any prior arrests/charges for anything		
Sentencing occasions for anything		
Age at first arrest		
Years offence free prior to index offence		
Prior non-sexual violence		
Index non-sexual violence		
Any conviction for non-sexual violence		
Age at first arrest for non-sexual violence		

Expected relationship with recidivism: + = weak (r = .10 to .15 range); ++ = moderate (r = .15 to .20 range); 0 = none; ? = unknown.

Scale construction started by examining the univariate relationships with the sexual recidivism. Variables without significant univariate relationships with sexual recidivism were excluded. The next step was to combine the significant variables within each content area. Given that the variables within the content areas were expected to be correlated (e.g., unrelated and stranger victims), there was no requirement that all the items within a content area independently contributed to the prediction of sexual recidivism. Instead, the variable could be retained if it resulted in *any* improvement in predictive accuracy. The inclusion of multiple indicators of similar constructs should raise the reliability of assessment.

Once the items within a content area were defined, multivariate analyses were conducted to determine whether the subscale added incrementally over the subscales already considered. Subscales that made unique contributions were weighted so that a unit increase in each subscale was associated with approximately the same amount of increase in recidivism risk as for the other subscales (odds ratios in logistic regression or Cox regression).

None of the data sets contained all of the variables under examination. Consequently, the analyses started with the data sets containing the most complete information, and then approximations would be created in other data sets. The analysis of the content areas was conducted with all the data available for that content area.

Several initial scales were tested and refined across subgroups (total, rapists, child molesters, extrafamilial child molesters, intrafamilial offenders). Slight differences were observed across groups (e.g., age was more important for rapists than extrafamilial child molesters), but none of the resulting scales showed substantially different levels of predictive accuracy. Consequently, the definitions/weightings used were those that appeared to be the most widely applicable.

Samples

An overview of the samples can be found in Table 2. All the offenders were released from institutions with the exception of the Manitoba Probation sample and about half of the offenders from the Washington sample, who received community sentences. Racial ethnicity was not recorded for most samples, but given the demographics of the provinces, states and countries from which they were selected, the offenders can be expected to be predominantly white. All offenders were adult males (18 years old or older at time of release).

All samples included information concerning the outcome variables of sexual and violent recidivism, and all but one study (Alberta Hospital Edmonton) included survival times. All studies had information concerning the predictor variables of age and prior sexual offences. The remaining predictor variables were missing in at least one study. No study was without missing data on at least three of the 22 variables.

Table 2 Study characteristics.

Sample	Total Sample Size	Age (SD)	Offender type Rape/EX/IN (%)	Average years of follow-up	Recidivism Rate		Recidivism Criteria
					Sexual	Any Violent	
Canadian Federal Pacific Region	685	38 (11)	-- / -- / --	11	22.0	43.6	Charges
Canadian Federal 1983/84 releases	315	30 (8.7)	-- / -- / --	10	19.7	46.4	Convictions
Canadian Federal 1991 to 1994 releases	229	37 (11)	43 / 27 / 30	2	5.7	17.5	Charges
Millbrook, Ontario	186	33 (9.9)	00 / 82 / 18	23	35.5	44.6	Convictions
Institut Philippe Pinel	363	36 (11)	30 / 43 / 27	4	16.3	22.3	Convictions
Alberta Hospital Edmonton	363	36 (9.9)	27 / 27 / 46	5	5.5	11.8	Convictions
SOTEP (California)	1137	38 (8.9)	29 / 40 / 31	4	13.3	22.3	Charges
HM Prison Service (UK)	529	36 (12)	48 / 35 / 17	16	25.7	37.2	Convictions
Washington State	587	36 (13)	10 / 42 / 48	5	7.5	13.3	Charges
Manitoba Probation	202	35 (12)	36 / 39 / 20	2	9.9	25.2	Charges
Total	4596	36 (11)	30 / 39 / 31	7	15.7	27.7	

Note: EX = Extrafamilial child molesters; IN = Intrafamilial child molesters

Canadian Federal – Pacific Region (CS/RESORS Consulting, 1991; Hanson, *et al.*, 2001). This study followed sexual offenders released in British Columbia between 1976 and 1992. The original aim of the study was to compare offenders who received mandatory community counselling (n = 401) and those released in earlier years without the benefit of this post-release program (n = 288). Offenders released in the 1983/84 fiscal year (n = 38) were removed from this sample to avoid overlap with the other Correctional Service of Canada cohort described below. Recidivism information was coded in 2000 from Royal Canadian Mounted Police records. Information was not available concerning relationship history and victim characteristics.

Canadian Federal Recidivism Study - 1983/1984 Releases (Bonta & Hanson, 1995a; see also Bonta & Hanson, 1995b). This study examined the 316 sexual offenders included in the complete sample of 3,180 federal offenders released by the Correctional Service of Canada (CSC) in the fiscal year 1983/1984. Sexual offenders were defined as those who were released following any sexual conviction. Recidivism information was collected in 1994 using national criminal history records maintained by the Royal Canadian Mounted Police (RCMP). Information was not available for victims, age at first sex arrest, age at first arrest for violence, and non-contact sex offences. Sexual sentencing occasions was approximated as 2/3 of convictions.

Canadian Federal 1991 to 1994 Releases (Motiuk, 1995; see also Motiuk & Brown, 1993; Motiuk & Brown, 1996). This study followed a group of sexual offenders released by CSC between 1991 and 1994. The offenders in this group were those who were reviewed in 1991 (see Motiuk & Porporino, 1993) while they were still incarcerated. Follow-up information was coded from 1994 RCMP records. Information was not available for breach and time free before index. Sexual sentencing occasions were approximated as 2/3 of convictions; non-contact sex offences were approximated by index convictions for exhibitionism; sentencing occasions for anything were approximated by twice prison sentences.

Millbrook Recidivism Study (Hanson, Steffy & Gauthier, 1993b; see also Hanson, Scott & Steffy, 1995; Hanson, Steffy & Gauthier, 1992, 1993a). This study collected long-term recidivism information (15-30 years) for child molesters released between 1958 and 1974 from Millbrook Correctional Centre, a maximum security provincial correctional facility located in Ontario, Canada. About half of the sample went through a brief treatment program. Recidivism information was coded from RCMP records in 1989 and 1991. Information was not available for breach, non-contact sex offences, time free before index, and age of first violent offence. Sentencing occasions for sex offences was approximated by 2/3 convictions; sentencing occasions for anything was approximated by 2/3 convictions for anything.

Institut Philippe Pinel (Montreal). (Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut & Ouimet, 1995; see also Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut & Ouimet, 1997; Pellerin *et al.*, 1996). This study focused on sexual offenders treated at a maximum security psychiatric facility between 1978 and 1993. The Institut Philippe Pinel in Montreal provides long term

(1-3 years) treatment for sexual offenders referred from both the mental health and correctional systems. Recidivism information was collected in 1994 from RCMP records. Information was not available concerning stranger victims, age at first sex offence, breach, non-contact sex offences, age at first any offence, time free before index, index non-sexual violence, age at first violent offence. Sentencing occasions for sex offences was approximated by ½ charges.

Alberta Hospital Edmonton - Phoenix Program. (Reddon, 1996; see also Studer, Reddon, Roper & Estrada, 1996). The sexual offenders in this study were drawn from those treated at the Phoenix (Alberta Hospital Edmonton) program between 1987 and 1994. The Phoenix program is an eclectic inpatient treatment program that receives many of its referrals from federal correctional facilities. Recidivism information was collected in 1995 using RCMP records. Information was not available concerning age at first sex offence, breach, non-contact sex offence, age at first arrest for anything, time free before index, and all variables concerning non-sexual violence. Sentencing occasions for sex offences were approximated by 2/3 convictions; sentencing occasions for anything were approximated by 2/3 convictions.

California's Sex Offender Treatment and Evaluation Project (SOTEP). (Marques & Day, 1996; see also Marques, Day, Nelson & West, 1993; Marques, Nelson, West & Day, 1994). The primary aim of this ongoing study is to examine the efficacy of treatment. The sample used in the current study included sexual offenders randomly assigned to treatment (n = 172), matched volunteer controls, treatment refusers, as well as a general sample of sexual offenders from the California correctional system (total sample of 1,137). Men who had offended only against their biological children were not included. Subjects were admitted to this study between 1985 and 1995; follow-up information was collected in 1995 based on local and national criminal records, as well as local police and probation reports. Information was not available concerning age at first sex offence, breach, non-contact sex offences, sentencing occasions for anything, age at first arrest for anything, time free prior to index, and all variables related to non-sexual violence.

Her Majesty's Prison Service (UK). (Thornton, 1997). This study provided a 16 year follow-up of all sexual offenders released from Her Majesty's (HM) Prison Service (England and Wales) in 1979 (n = 573). Recidivism information was based on Home Office records collected in 1995. Very few of the offenders in this sample would have received specialised sexual offender treatment. Information was missing concerning breach, time free prior to index, and juvenile arrests for sexual offences.

Washington. (Berliner, Schram, Miller & Milloy, 1995; Song & Lieb, 1995). This data set was created to evaluate Washington State's Special Sex Offender Sentencing Alternative (SSOSA), which allows judges to sentence sex offenders to community treatment. To be eligible for SSOSA, offenders must be facing their first felony conviction for sexual crimes other than first or second degree rape. The sample consisted of 287 offenders who received SSOSA and 300 who were statutorily eligible for SSOSA but did not receive it. The majority of the sample was White (85%). Offenders were

convicted between January 1985 and June 1986, with follow-up data collected in December, 1990. Information was missing concerning breach, time free prior to index and all variables concerning non-sexual violence. Sentencing occasions for sex offences were approximated by 2/3 convictions; any non-contact sex offences was approximated by "index convictions were only exhibitionism or peeping"; sentencing occasions for anything were approximated by 2/3 convictions.

Manitoba Probation. (Hanson, 2002). This follow-up study was conducted as an evaluation of a risk scale used by probation officers in Manitoba, Canada. The 202 offenders were consecutive admissions to probation between May, 1997 and February, 1999. Recidivism information was collected in November, 2000, based on RCMP records. Unlike the RCMP records used in the other studies (which included only charges and convictions that went to court), the RCMP records for the Manitoba sample included unresolved charges and cases currently under police investigation. The demographic, victim and offence information was collected by the probation officers in the course of their normal duties. The criminal history variables needed for coding Static-99 were coded by trained research assistants (median r = .93; median Kappa = .87). Information was missing concerning male victims, breach, age at first arrest for anything, time free prior to index, and age at first arrest for violence. Sentencing occasions for sex offences was approximated by 2/3 convictions; any juvenile sexual offences was approximated by "sex offence committed prior to age 20".

Plan of analysis

There are two common approaches for analysing data from multiple data sets. One approach is to ignore differences between samples and combine the results into one big sample (combined approach). The other option identifies the relationships within each sample, then summarizes the results across samples (nested approach). The summary of nested effects can be accomplished through meta-analysis (Hedges & Olkin, 1985), or certain statistical procedures (e.g., Cox regression with each sample as a separate strata). The combined and the nested approaches often yield equivalent results, but when differences occurs, the nested/meta-analytic results are the more dependable. Combining samples can artificially increase effects (e.g., the sample with the largest proportion of high risk offenders is also the sample followed for the longest period of time) or decrease effects (e.g., the sample with the largest proportion of low risk offenders has the broadest criteria for recidivism). Given that difference results were observed for some variables using the combined versus the nested approaches, the nested approach was adopted as the primary method of data analysis.

RESULTS

In the combined sample, rapists were slightly higher risk to sexually recidivate (16%) than were child molesters (13%, $p < .05$), but the effect was largely due to the relatively low recidivism rates of intrafamilial child molesters (5%) compared to extrafamilial child molesters (18%). The rates for any violent recidivism (including sexual) were higher for rapists (34.0%) than extrafamilial child molesters (23.8%) and incest offenders (10.9%).

All of the individual variables in Table 1 were significantly related to sexual recidivism with the following exceptions: age youngest victim, age oldest victim, age range of victims, victims inside and outside the family, and index non-sexual violence. Consequently, these five variables were excluded from further analysis.

Some comments on the coding of specific variables is given below.

Age. Age was more strongly related to violent recidivism than sexual recidivism. As well, the age effect was stronger for rapists than child molesters. Nevertheless, there was a significant decline in all forms of recidivism with age (see Hanson, 2001). The coding selected (see Appendix A) was intermediate between the codings that appeared optimal for predicting sexual recidivism among child molesters (the lowest weights) and predicting violent recidivism in the total sample (the highest weights).

Persistence of sexual offending. Three variables were considered as indicators of the persistence of sexual offending: the number of prior sexual offences, the rate of sexual offending, and the age of first arrest for a sexual offence.

In order to choose between the various possible codings of prior sexual offences, the CSC Pacific data set (Hanson *et al.*, 2001) was coded with four different definitions: arrests, charges, convictions, and sentencing occasions (for both index and prior offences). The number of index offences (whatever the definition) was not related to sexual offence recidivism. Prior sexual offences, however, consistently predicted recidivism, with the largest correlation being for sentencing occasions ($r = .21$, with $r = .19$ for the other three codings). Friendship, Thornton, Erikson and Beech (2001) found that in the UK records, sentencing occasions were more reliably recorded than were other indicators of prior offending. Consequently, sentencing occasions was selected because it was not only the most accurate, but also the simplest.

Examination of the cross-tabulation of prior sentencing occasions and recidivism suggested the following coding: 0 = 0; 1 = 1; 2, 3 = 2; 4 or more = 3. For those data sets using other definitions of prior sexual offences, the number of prior sentencing occasions was estimated using the ratios between convictions/charges/sentencing occasions observed in the CSC-Pacific data set: 1 sentencing occasion = 1.5 convictions or 2 charges.

The rate of sexual offending was created by dividing the total number of sentencing occasions for sexual offenses by the offender's age at release. Examination of the distribution suggested a useful break point of once every 15 years (.0667).

The age at first arrest for a sexual offence was strongly related to sexual recidivism. Given that this variable was correlated with both the offender's current age and the number of prior sexual offences, it did not independently contribute when these other variables were considered. Examination of the limited available data suggested that the existence of arrests both as a juvenile and as an adult captured enough meaningful variation to warrant inclusion in the Persistence subscale.

Deviant sexual interests. Three variables were considered as indicators of deviant sexual interests: any male victims, any non-contact sexual offences, and multiple young victims (defined as two or more victims less than age 12, at least one of which must be unrelated). All three variables predicted sexual recidivism, both individually and in combination (only one data set, however, contained all three variables - HM Prison Service). Consequently, all three variables were retained and given equal weight (0 = no, 1 = yes).

Range of victims/Relationship to Victims. Previous research has demonstrated that having unrelated victims and strangers as victims were both associated with increased risk for sexual recidivism. One explanation of these findings is that offenders who are willing to victimize stranger have a wider range of potential victims than those who offend only within the family. Consequently, it was hypothesized that having victims of widely different ages could also be a risk marker for sexual recidivism. This was not the case. In the current data sets, the age range of victims was unrelated to sexual recidivism. As well, the offenders who had victims both inside and outside the family (another indicator of range of available victims) were no different in their sexual recidivism rates than offenders who selected only unrelated victims.

Given that the only two variables retained from this section were Any Unrelated Victims and Any Stranger Victims, the section was renamed "Relationship to Victims". Both items independently contributed to the prediction of sexual recidivism ($p < .001$ using Cox regression). In the combined sample, the sexual recidivism rate was 6% for purely incest offenders, 13% for those who victimized acquaintances, and 21% for those who victimized strangers. One point was assigned to Any Unrelated Victims (0/1) and for Any Stranger Victims (0/1), resulting in a range of 0 to 2.

General criminality. The variables defining general criminality (breach, time free before index, age at first arrest, number of prior offences, prior non-sexual violence) were all intercorrelated (median $r = .44$) and factor analysis strongly suggested a single factor (eigenvalues of 2.64, .81, .68, .52, .35). Prior non-sexual violence was selected as the measure of non-sexual violence because it was a slightly stronger predictor of sexual recidivism than Any non-sexual violence. As previously mentioned, Index Non-Sexual Violence was not significantly related to sexual recidivism in the combined data set, and

was excluded. Age at first arrest was also excluded because the relationships with sexual recidivism were inconsistent across data sets, and information concerning juvenile records was not well recorded.

The number of prior involvements with the criminal justice system was coded as follows: 0 = no prior charges for anything; 1 = any prior charges but less than 3 sentencing occasions; 2 = 3-13 prior sentencing occasions; 3 = 14 or more prior sentencing occasions. The other variables indicative of general criminality were as follows: Any Breach of Conditional Release (0 = none/1 = any), Any prior sentencing occasion for non-sexual violence (0 = none/1 = any), and less than 4 years at liberty prior to the index offence (0 = more than 4 years/1 = less than 4 years).

Combining and weighting subscales.

Sufficient information was available to compare the content areas in 6 of the 10 data sets (CSC – Pacific Region and CSC 83/84 did not have victim information, SOTEP lacked criminal history information, and Alberta Hospital Edmonton lacked survival dates). The six data sets had a total sample of 1,783 with 258 sexual recidivists.

Each of the five content areas independently predicted sexual recidivism (see Table 3). The independent contributions were tested using Cox regression with samples as strata (SPSS, Version 10, 1999). Cox regression is a form of survival analysis that controls for time at risk, as well as both categorical and ordinal covariates (see Cox & Oakes, 1984). By dividing the analysis by strata the results were equivalent to the nested/meta-analytic approach.

Table 3 Contribution of each subscale to the prediction of sexual recidivism (Cox regression).

Content area/subscale (range)	B (SE)	Wald	Exp(B)
Age (0 – 3)	.340 (.073)	21.7***	1.40
Persistence of sex offending (0 – 3)	.238 (.073)	10.7***	1.27
Deviant sexual interests (0 – 3)	.304 (.108)	7.9**	1.36
Relationship to victims (0 – 2)	.439 (.109)	16.2***	1.55
General Criminality (0 – 3)	.271 (.086)	9.9**	1.31

** $p < .01$; ***$p < .001$.

The exponent of the regression coefficients is equivalent to an odds ratio. These exponents (e^B) can be interpreted as the proportion increase in recidivism rates for unit increase in the subscale, after controlling for the other content areas. The initial analysis found that the odds ratios for the Persistence of Sex Offending (1.19) and the General Criminality (1.20) subscales were somewhat smaller than for the other three subscales (range of 1.41 – 1.52). Consequently, these two subscales were recoded so that unit increases in all subscales resulted in similar increases in the sexual recidivism rate. For the Persistence subscale, the range was reduced to 0 – 3 (originally 0 – 5) and for the General Criminality subscale, the range was reduced to 0 – 3 (originally 0 – 6). The resulting exponents, shown in Table 3, suggested a 30% to 40% relative increase for each increase in the scale score. In the combined sample, for example, a score of 2 corresponded to a 4.8% recidivism rate and a score of 3 corresponded to a rate of 6.4% (6.5/4.8 = 1.35).

The final scale for Static-2002 is described in Appendix A.

Scale comparison

To estimate the predictive accuracy of Static-2002, it was compared to its subcomponents/earlier versions: namely, RRASOR (Hanson, 1997) and Static-99 (Hanson & Thornton, 2000; Phenix, Hanson & Thornton, 2000). Direct comparisons were not possible because none of the samples contained all the variables; consequently, comparisons were conducted using approximations for each scale. Static-99 was accepted if there were 3 or less missing items (out of 10). Static-2002 was accepted if there were 5 or less missing items (out of 13), provided that the missing items were not all of the same type (e.g., not all the criminal history items, or all the victim information). If an item was missing, it was scored "zero". RRASOR was scored only if all four variables could be estimated.

None of the scales were computed for the CSC-Pacific and CSC-83/84 samples because victim information was not available. Unfortunately, these were also the only two samples (n = 1,000) that included the variables "breach" and "time free prior to index". Consequently, these two variables were missing for all the Static-2002 scores. The following analyses should, therefore, be considered only as a rough guide to the relative predictive accuracy of the measures. In particular, the analyses would be expect to underestimate the predictive accuracy of Static-99 and Static-2002, while providing reasonable estimates of the accuracy of RRASOR.

Average values for the scales are presented in Table 4. All three measures were positively skewed, although the amount of skew was less for Static-2002 (.33, SD of skewness = .053) than for RRASOR (.80) and Static-99 (.59).

Table 4 Average scores on RRASOR, Static-99, and Static-2002.

Sample	RRASOR		Static-99		Static-2002	
	N	Mean (SD)	N	Mean (SD)	N	Mean (SD)
Canadian Federal 1991 to 1994 releases	229	1.4 (1.2)	229	2.9 (1.9)	218	4.5 (2.2)
Millbrook, Ontario	186	2.2 (1.5)	186	3.1 (2.1)	186	5.2 (2.5)
Institut Philippe Pinel	349	1.9 (1.3)	342	2.9 (1.7)	349	4.6 (2.0)
Alberta Hospital Edmonton	355	1.2 (1.1)	355	1.9 (1.7)	355	3.9 (2.1)
SOTEP (California)	904	1.3 (.97)				
HM Prison Service (UK)	331	1.7 (.13)	526	3.0 (2.0)	326	4.8 (2.4)
Washington State SSOSA	533	0.94 (.94)	514	1.3 (1.3)	533	3.1 (1.7)
Manitoba Probation			202	2.7 (1.8)	202	4.6 (2.3)
Total	2887	1.4 (1.2)	2355	2.4 (1.9)	2169	4.1 (2.2)

For sexual recidivism, the predictive accuracy of Static-2002 was similar to that of Static-99 (ROC areas of .69 to .73 range; see Table 5). In the full sample, Static-2002 demonstrated an ROC area of .711 compared to an ROC area of .701 for Static-99 ($Z = 1.14$, $p > .10$, using Formula 3 from Hanley & McNeil, 1983). An advantage of Static-2002, however, was that it showed little variability across samples ($Q = 5.65$, $p > .40$) in comparison to Static-99 ($Q = 14.08$, $p < .025$). For Static-99, the lowest predictive accuracy was found for the two community samples (Washington and Manitoba, ROC areas of .59 for both), and the highest predictive accuracies were for the CSC 91/94 sample (.77) and the Alberta Hospital Edmonton treatment sample (.76). In contrast, the range for Static-2002 was from .65 (Millbrook) to .77 (CSC 91/94, Alberta Hospital Edmonton). Static-2002 predicted sexual recidivism as well for child molesters (.70) as rapists (.72).

Table 5 Sexual recidivism: Predictive accuracy of RRASOR, Static-99 and Static-2002.

Scale	Average ROC areas		N (k)	Q
	Unweighted Mean (SD)	Weighted Mean (SD)		
Full Sample				
RRASOR	.678 (.060)	.677 (.015)	2857 (7)	8.36
Static-99	.688 (.076)	.701 (.016)	2326 (7)	14.08*
Static-02	.716 (.046)	.711 (.016)	2142 (7)	5.65
Child Molesters				
RRASOR	.671 (.076)	.690 (.017)	2094 (7)	12.37
Static-99	.700 (.088)	.720 (.018)	1606 (7)	16.24**
Static-02	.687 (.084)	.702 (.020)	1472 (7)	9.50
Rapists				
RRASOR	.693 (.134)	.711 (.025)	730 (6)	22.94***
Static-99	.671 (.133)	.737 (.027)	541 (6)	26.80***
Static-02	.734 (.091)	.722 (.031)	496 (6)	6.53

*p < .05; **p < .01; ***p < .001
k = number of studies

For any violent recidivism (see Table 6), the predictive accuracy of Static-2002 (.71) was greater than the predictive accuracy of Static-99 (.69; Z = 3.54, p < .01) and RRASOR (.62). For all three measures, the amount of variability across samples was no more than would be expected by chance. The average ROC areas for violent recidivism were somewhat higher for child molesters than rapists, but the differences were not significant for Static-2002 (Q = 0.37, p > .25), Static-99 (Q = 1.50, p > .20) or RRASOR (Q = 3.77, p < .10).

Table 6 Violent recidivism: Predictive accuracy of RRASOR, Static-99 and Static-2002.

Scale	Average ROC areas		N (k)	<Q
	Unweighted Mean (SD)	Weighted Mean (SD)		
Full Sample				
RRASOR	.622 (.034)	.622 (.013)	2860 (7)	4.28
Static-99	.684 (.044)	.687 (.013)	2329 (7)	8.72
Static-02	.712 (.042)	.713 (.013)	2143 (7)	8.92
Child Molesters				
RRASOR	.638 (.041)	.641 (.016)	2095 (7)	4.96
Static-99	.693 (.063)	.694 (.017)	1607 (7)	11.52^{+}
Static-02	.711 (.046)	.703 (.017)	1472 (7)	7.29
Rapists				
RRASOR	.592 (.051)	.587 (.023)	732 (6)	3.65
Static-99	.657 (.062)	.657 (.025)	583 (6)	4.04
Static-02	.687 (.047)	.684 (.026)	497 (6)	2.70

$^{+}p < .10$, all other Q statistics were associated with probabilities of $> .10$.

DISCUSSION

Static-2002 showed similar levels of predictive accuracy to Static-99 for the prediction of sexual recidivism. The initial analyses suggested that the new items could add valuable information, but, given that large amounts of missing data, further research is necessary to determine whether the new items/scoring result in a noticeable improvement in predictive accuracy.

The present study confirms previous results: Static-99 had slightly higher predictive accuracy than RRASOR, and the predictive accuracy of both scales was similar for rapists and child molesters. Such a finding is not surprising given that three of the seven samples had been previously used in the development of Static-99. The current study, however, includes new Static-99 data for four new data sets (n = 1,319) or 61% of the total sample (average predictive accuracy of .68 in these four data sets, range of .59 to .77).

Even though the level of predictive accuracy was similar, Static-2002 has potential advantages over Static-99. Static-2002 predicted any violent recidivism as well as it predicted sexual recidivism, and predicted violent recidivism better than Static-99. Static-2002 was less variable than Static-99 across settings. As well, the content areas of Static-2002 have increased conceptual clarity compared to Static-99.

Conceptual clarity is important for evaluators who wish to consider whether external factors should be used to adjust the risk level suggested by an actuarial tool. Researchers may be able to improve the predictive accuracy of Static-2002 on purely empirical grounds by including other variables, such as those related to childhood behaviour problems (e.g., SORAG, Quinsey *et al.*, 1998), or lack of cooperation with supervision (e.g., Hanson & Harris, 2000). The greatest advances in risk assessment, however, will come from accurate explanations for recidivism. Research is required to established the construct validity of the content areas of Static-2002, and, more importantly, identify the causes of recidivism. Prior offending is a good predictor variable, but it is poor theoretical variable. Events that happened twenty years ago cannot compel future crimes. Instead, researchers need to identify the current life situations and the enduring characteristics that predispose certain individuals to offend sexually, whether they be memories, habits, values, cognitive deficits, or unfortunate life choices.

Although Static-2002 shows promise, further research is necessary before it can be used in applied contexts. Specifically, the results need to be replicated with independent data sets. Given that the major utility of static risk scales is to judge long-term recidivism potential, the replication studies should include a follow-up period of at least 10 years (15 years preferably). It is likely that the replication studies would need to include a combined sample size of over 1000 sexual offenders (200 to 400 in each study) before it is possible to associate specific risk levels to specific ranges of scores.

As with Static-99, Static-2002 was not intended to provide a comprehensive assessment of recidivism risk. There are many factors associated with sexual recidivism, such as sexual preoccupations and access to victims (Hanson & Harris, 2000), that evaluators may want to consider. How best to combine static, historical factors with dynamic (changeable) risk factors remains an important topic for future research.

REFERENCES

Barbaree, H. E., Seto, M. C., Langton, C., & Peacock, E. (2001). Evaluating the predictive accuracy of six risk assessment instruments for adult sex offenders. *Criminal Justice and Behavior, 28,* 490-521.

Berliner, L., Schram, D., Miller, L. L., & Milloy, C. D. (1995). A sentencing alternative for sex offenders: A study of decision making and recidivism. *Journal of Interpersonal Violence, 10,* 487-502.

Bonta, J., & Hanson, R. K. (1995a). [10-year recidivism of Canadian federal offenders]. Unpublished raw data.

Bonta, J., & Hanson, R. K. (1995b, August). *Violent recidivism of men released from prison.* Paper presented at the 103rd annual convention of the American Psychological Association: New York.

Cox, D. R., & Oakes, D. (1984). *Analysis of survival data.* London: Chapman & Hall.

CS/RESORS Consulting. (1991). *An evaluation of community sex offender programs in the Pacific Region.* Report presented to the Correctional Service of Canada Regional Headquarters (Contract no. 21803-0-A602/01-XSB). Vancouver, B.C.: Author.

Epperson, D. L., Kaul, J. D., & Hesselton, D. (1998). *Minnesota Sex Offender Screening Tool – Revised (MnSOST-R): Development, performance, and recommended risk level cut scores.* Iowa State University/Minnesota Department of Corrections.

Friendship, C., Thornton, D., Erikson, M. & Beech, A.R. (2001). Reconviction: A Critique and Comparison of Two Main Data Sources in England and Wales. *Legal and Criminological Psychology, 6,* 121-129.

Grubin, D. (1998). *Sex offending against children: Understanding the risk.* Police Research Series Paper 99. London, UK: Home Office.

Hanley, J. A., & McNeil, B. J. (1983). A method of comparing the areas under Receiver Operating Characteristic curves derived from the same cases. *Radiology, 148,* 839-843.

Hanson, R. K. (1997). *The development of a brief actuarial risk scale for sexual offense recidivism.* (User Report 97-04). Ottawa: Department of the Solicitor General of Canada.

Hanson, R. K. (2001). *Age and sexual recidivism: A comparison of rapists and child molesters.* User Report 2001-01. Ottawa: Department of the Solicitor General of Canada.

Hanson, R. K. (2002). *Evaluation of Manitoba's Secondary Risk Assessment.* Unpublished manuscript.

Hanson, R. K., Broom, I., & Stephenson, M. (2001). [Updated recidivism information on sexual offenders in the CSC Pacific Region]. Unpublished raw data.

Hanson, R. K., & Bussière, M. T. (1998). Predicting relapse: A meta-analysis of sexual offender recidivism studies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 66 (2),* 348-362.

Hanson, R. K., & Harris, A. J. R. (2000). Where should we intervene? Dynamic predictors of sex offense recidivism. *Criminal Justice and Behavior, 27,* 6-35.

Hanson, R. K., Scott, H., & Steffy, R. A. (1995). A comparison of child molesters and non-sexual criminals: Risk predictors and long-term recidivism. *Journal of Research in Crime and Delinquency, 32(3),* 325-337.

Hanson, R. K., Steffy, R. A., & Gauthier, R. (1992). *Long-term follow-up of child molesters: Risk prediction and treatment outcome.* (User Report No. 1992-02.) Ottawa: Corrections Branch, Ministry of the Solicitor General of Canada.

Hanson, R. K., Steffy, R. A., & Gauthier, R. (1993a). Long-term recidivism of child molesters. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 61,* 646-652.

Hanson, R. K., Steffy, R. A., & Gauthier, R. (1993b). [Long-term recidivism of child molesters]. Unpublished raw data.

Hanson, R. K., & Thornton, D. (1999). *Static-99: Improving actuarial risk assessments for sex offenders.* User Report 99-02. Ottawa: Department of the Solicitor General of Canada.

Hanson, R. K., & Thornton, D. (2000). Improving risk assessments for sex offenders: A comparison of three actuarial scales. *Law and Human Behavior, 24(1),* 119-136.

Hedges, L. V. & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis.* Orlando, FL: Academic Press.

Marques, J. K., & Day, D. M. (1996). [SOTEP follow-up data for 1995]. Unpublished raw data.

Marques, J. K., Day, D. M., Nelson, C., & West, M. A. (1993). Effects of cognitive-behavioral treatment on sex offenders' recidivism: Preliminary results of a longitudinal study. *Criminal Justice and Behavior, 21,* 28-54.

Marques, J. K., Nelson, C., West, M. A., & Day, D. M. (1994). The relationship between treatment goals and recidivism among child molesters. *Behaviour Research and Therapy, 32,* 577-588.

Motiuk, L. L. (1995). [Sex offender recidivism information for case load and new releases: March, 1991 to July, 1994]. Unpublished raw data.

Motiuk, L. L., & Brown, S. L. (1993). *Survival time until suspension for sex offenders on conditional release.* (Research Report No. R-31). Ottawa, Canada: Correctional Service of Canada.

Motiuk, L. L., & Brown, S. L. (1996). *Factors related to recidivism among released federal sex offenders.* (Research Report No. R-49). Ottawa, Canada: Correctional Service of Canada.

Motiuk, L. L., & Porporino, F. J. (1993). *An examination of sex offender case histories in federal corrections.* (Research Report No. R-30). Ottawa, Canada: Correctional Service of Canada.

Nunes, K. L., Firestone, P., Bradford, J. M., Greenberg, D. M., & Broom, I. (2002). A comparison of modified versions of the Static-99 and the Sex Offender Risk Appraisal Guide (SORAG). *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment, 14,* 253-269.

Pellerin, B., Proulx, J., Ouimet, M., Paradis, Y., McKibben, A., & Aubut, J. (1996). Étude de la récidive post-traitement chez des agresseurs sexuels judiciarisés. *Criminologie, 29,* 85-108.

Phenix, A., Hanson, R. K., & Thornton, D. (2000). *Coding rules for the Static-99.* Corrections Research: Manuals and Forms. Ottawa: Department of the Solicitor General of Canada.

Proulx, J., Pellerin, B., McKibben, A., Aubut, J., & Ouimet, M. (1997). Static and dynamic predictors of recidivism in sexual offenders. *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment, 9,* 7-28.

Proulx, J., Pellerin, B., McKibben, A., Aubut, J., & Ouimet, M. (1995). [Static and dynamic predictors of recidivism in sexual aggressors]. Unpublished raw data.

Quinsey, V. L., Harris, G. T., Rice, M. E., & Cormier, C. A. (1998). *Violent offenders: appraising and managing risk.* Washington, DC: American Psychological Association.

Reddon, J. R. (1996). [Phoenix Program for Sex Offender Treatment: An evaluation update with recidivism data obtained in September, 1995]. Unpublished raw data.

Silver, E., Smith, W. R., & Banks, S. (2000). Constructing actuarial devices for predicting recidivism: A comparison of methods. *Criminal Justice and Behavior, 27* (6), 733-764.

Sjöstedt, G., & Långström, N. (2001). Actuarial assessment of sex offender recidivism risk: A cross validation of the RRASOR and the Static-99 in Sweden. *Law and Human Behaviour, 25,* 629-645.

Song, L., & Lieb, R. (1995). *Washington State sex offenders: Overview of recidivism studies.* Olympia, WA: Washington State Institute for Public Policy.

SPSS Inc. (1999). *SPSS advanced models 10.0.* Chicago: SPSS Inc.

Studer, L. H., Reddon, J. R., Roper, V., & Estrada, L. (1996). Phoenix: An inpatient treatment program for sex offenders. *Journal of Offender Rehabilitation, 23,* 91-97.

Thornton, D. (1997). [A 16-year follow-up of 563 sexual offenders released from HM Prison Service in 1979.] Unpublished raw data.

APPENDIX A

Coding rules for Static-2002

The following should be considered only as a general overview of the coding rules of Static-2002. Detailed coding rules are currently being developed. Researchers wishing to use Static-2002 should contact either Karl Hanson or David Thornton for the most recent version of the coding rules before proceeding. Although the items may appear simple, previous experience with Static-99 suggests that careful attention to the coding rules is necessary to obtain adequate reliability.

Static-2002 is intended for offenders with an index sexual offence who have an opportunity to reoffend by virtue of receiving a community sentence or by release from a custodial sentence. They must be males, age 18 or older, who have committed a sexual offence against an identifiable victim.

Age at release (0 – 3)

18 to 24.9 = 3
25 to 34.9 = 2
35 to 49.9 = 1
50 or older = 0

Use the age of the offender at the time that the risk assessment is to be used.

Persistence of sexual offending (0 – 3)

This section includes three variables: a) prior sentencing occasions for sexual offences (0 – 3), b) arrests for sexual offences as both an adult and a juvenile (0/1), and c) rate of sexual offences (0/1). Code each of the individual variables, then recode the subscale as follows:

Raw score	Subscale score
0	0
1	1
2, 3	2
4, 5	3

Prior sentencing occasions for sexual offences

0 = 0
1 = 1
2, 3 = 2
4 or more = 3

A sentencing occasion is when the offender attends court, admits to the offence or is found guilty, and receiving some form of sanction (fine, prison, conditional sentence). Offenders may be convicted of more than one offence at the same sentencing occasion.

In England, an official caution count as one sentencing occasion. Count both adult and juvenile sentencing occasions.

Offenders may go to court and receive more than one sentence for a single crime spree. In this case, all the convictions related to the same crime spree count as one sentencing occasion. For two sentencing occasions to be considered distinct, the offender must have committed a crime and been sanctioned for it prior to committing the second crime (and being sanctioned for it). When the offender is convicted for a crime that was committed prior to his previous conviction, the new conviction is considered pseudo-recidivism and is not counted separately.

Offences are considered as sexual based on the behaviour, not the name. For example, Assault plead down from Sexual Assault would still count as sexual if the motivation for the original offence was sexual. As with Static-99, Static-2002 is intended for offenders with at least one identifiable victim. It does not apply to purely prostitution offenders, although prostitution offences would count as sexual offences if the offender had a record for any Category A offences (see Static-99 coding rules; Phenix, Hanson & Thornton, 2000).

Arrest for sexual offences as juvenile

Arrest prior to age 18 and conviction after age 18 = 1

No arrest for a sexual offence prior to age 18 = 0

This items is only scored for offenders who have a conviction for a sexual offence as an adult. It is not scored for juvenile offenders who are released after age 18. The adult conviction must be for different behaviour than that which lead to the arrest as a juvenile.

Rate of sexual offending

Less than one sentencing occasion every 15 years = 0

One or more sentencing occasions every 15 years = 1

This is calculated by summing all the sentencing occasions for sexual offences (including index) and dividing that number by the offender's age at release. For example, if the offender was 29 years old and have one prior sexual offence, his rate would be $(1 + 1)/29 = .06897$, and he would receive the point for "high rate".

Deviant sexual interests (0 – 3)

This section contains three items: a) any convictions for non-contact sexual offences (0/1), b) any male victims (0/1), and c) young, unrelated victims (0/1). The three items are summed to make a total score that ranges from 0 to 3 (no recode).

Non-contact sexual offences

Any conviction for a non-contact sexual offence = 1

None = 0

This is the same as the Static-99 item. Count only convictions for obscene phone calls, internet luring, possession of child pornography, exhibitionism, and voyeurism. Do not count prostitution related offence or other offences without an identifiable human victim.

Any male victims

Any male victims = 1

None = 0

Same as Static-99.

Young, unrelated victims (0, 1)

Two or more victims less than age 12,
one of which must be unrelated = 1.

Otherwise = 0

This item is intended as a proxy for sexual interest in children. The offender receives the point if he has two separate victims who have yet to obtain their 12th birthday. One of the victims must be unrelated. If all the victims are related, or if there is only one victim less than age 12, the offender gets a score of zero.

Relationship to victims of sexual offences (0 – 2)

This sections contains two items: Any unrelated victims (0/1) and any stranger victims (0/1). Stranger victims are also unrelated. The items are summed to get a subscale score that can range from 0 to 2.

Any unrelated victims

Any unrelated victims = 1

None = 0

Related general means "too close to marry", but it also includes 1st cousins, nephews and spouses. This is the same item as in Static-99 (see Phenix *et al.*, 2000).

Any stranger victims

Any stranger victims = 1

None = 0

The relationship is consider as one between strangers if the offender and victim did not know each other 24 prior to the sexual offence.

This is the same item as in Static-99 (see Phenix *et al.*, 2000).

General Criminality (0 – 3)

This subscale contains four items: a) sentencing occasions for anything (0 – 3), b) any breach of conditional release (0/1), c) less than 4 year free prior to conviction for index offence (0/1), and) any prior conviction for non-sexual violence. The raw score is recoded as follows:

Raw score	Subscale score
0	0
1, 2	1
3, 4	2
5, 6	3

Arrest/Sentencing occasions for anything

No prior arrest for anything = 0

Any arrest, but less than 3 sentencing occasions for anything = 1

3 – 13 sentencing occasions = 2

14 or more sentencing occasions = 3

Do not count the index offence(s). Count sexual and non-sexual sentencing occasions. Do not count very minor offences for which it would be impossible to go to jail or to receive a community sentence (e.g., drinking under age, speeding).

Breach

Any breach of conditional release = 1

None = 0

This item is scored "1 = yes" if the offender has ever been charged with an offence related to failure to conform to the demands of bail, parole, probation or community supervision

(e.g., failure to comply with probation, parole revoked). It is also scored if the offender is arrested for a new offence while on a community supervision order (including bail, parole, probation).

Years Free Prior to Index

Less than 36 month free prior to committing the sexual offence that resulted in the index conviction, or

Less than 48 months free prior to conviction for index sex offence = 1,

More than 48 months free prior to index conviction and

More than 36 months free prior to committing the sexual offence that resulted in the index conviction = 0

Calculate the number of months between the date of release into the community from the previous involvement with the law, and the date of the most recent sex offence (the index sex offence). For offenders who received custodial sentences, the release into the community would be the release date from prison. For offenders sentenced to the community, it would be the date of sentence. Arrest and charges count as involvements with the law, even if the offender was not convicted.

Two dates are associated with the index sexual offence: a) the date the offence occurred, and b) the date the offender was convicted. The offender gets one point if either the time span between release and reconviction was less than 48 months, or the time span between release and sexual reoffending was less than 36 months.

Count juvenile offences for offenders who were less than 22 years of age at the time of conviction for the index sexual offense.

Prior violent non-sexual convictions

Any prior conviction for non-sexual violence = 1

No prior convictions = 0

Violent non-sexual offences are those that involve confrontation with the victim, such as robbery, assault, and murder, as well as arson and threatening. In contrast to Static-99, count only violent offences that were not sexually motivated. If an offender attempts a sexual assault, but is only convicted of Assault, the assault would count as a sexual offence and would not count as non-sexual violence. The criminal event that results in the conviction for non-sexual violence must be different from the criminal event that resulted in a conviction for sexual offending. The conviction for non-sexual violence must occur prior to the index sexual offence. Do not count convictions for non-sexual violence that are included in the index cluster of offences (i.e., the crime spree that included the index sex offence).

Coding of Static-2002

Items	Range of scores	
Age at release 18 24.9 = 3, 25 to 34.9 = 2, 35 to 49.9 = 1, 50 or older = 0		0, 1, 2, 3
Persistence of sexual offending Sentencing occasions for sexual offences 0 = no prior sentencing dates for sexual offences 1 = 1 2,3 = 2 4 or more = 3 Juvenile arrest for a sexual offence (and convicted as an adult for a separate offence) 0 = no 1 = yes High rate of sexual offending 0 = rate less than once every 15 years 1 = rate greater than once every 15 years	0 – 3 0, 1 0, 1	
Persistence Subscore raw score 0 = 0 1 = 1 2,3 = 2 4,5 = 3	0 – 5	0, 1, 2, 3
Deviant sexual interests Any convictions for non-contact sex offences 0 = no 1 = yes Any male victims : 0 = no, 1 = yes Two or more victims < 12 years, one unrelated 0 = no 1 = yes Total	0, 1 0, 1 0, 1 0 – 3	0, 1, 2, 3

<u>Relationship to victims</u> Any unrelated victims 0 = no; 1 = yes Any stranger victims 0 = no; 1 = yes Total	 0, 1 0, 1 	 0, 1, 2
<u>General Criminality</u> Arrest/Sentencing Occasions 0 = no prior charges for anything 1 = any prior charges or convictions, but less than 3 prior sentencing occasions 2 = 3 – 13 prior sentencing occasions 3 = 14 or more sentencing occasions Any breach of conditional release: 0 = no; 1 = yes Years free prior to index offence. 0 = 4 or more years 1 = less than 4 years Any convictions for non-sexual violence 0 = no 1 = yes	 0 – 3 0, 1 0, 1 0, 1	
General Criminality Subscore raw score 0 = 0 1, 2 = 1 3, 4 = 2 5, 6 = 3	0 – 6	 0, 1, 2, 3
Total		0 – 14

Rapport pour spécialistes

Notes sur l'élaboration de la Statique-2002

2003-01

Solliciteur general Canada

Canada

R. Karl Hanson
Ministère du Solliciteur général du Canada

David Thornton
Sand Ridge Secure Treatment Center
Department of Health and Family Services, WI

Notes sur l'élaboration de la Statique-2002

2003-01

Les opinions exprimées n'engagent que les auteurs et ne traduisent pas nécessairement celles du ministère du Solliciteur général du Canada ou du Department of Health and Family Services du Wisconsin. Ce document est disponible en anglais. *This report is available in English under the title : Notes on the development of Static-2002.*

Vous pouvez également l'obtenir sur le site Web de Solliciteur général Canada : www.sgc.gc.ca.

Travaux publics et Services Gouvernementaux, Canada
N° de cat. : JS42-116/2002
ISBN : 0-662-67086-8

NOTE DES AUTEURS

Les vues exprimées n'engagent que les auteurs et ne traduisent pas nécessairement celles du ministère du Solliciteur général du Canada ou du Department of Health and Family Services du Wisconsin.

Nous tenons à remercier Ron Coles, Jean Proulx, Larry Motiuk, Marylee Stephenson, John Reddon, Lea Studer, Janice Marques, Roxanne Lieb et Lin Song de nous avoir donné accès à leurs ensembles de données originaux.

Prière d'adresser toute correspondance au sujet de ce rapport à l'un des auteurs.

R. Karl Hanson
Recherche sur les questions correctionnelles
340, avenue Laurier Ouest
Ottawa (Ontario)
Canada
K1A 0P8

Téléphone : (613) 991-2840 Télécopieur : (613) 990-8295
Courriel : hansonk@sgc.gc.ca

David Thornton
Sand Ridge Secure Treatment Center
Department of Health and Family Services of Wisconsin
1111 North Road
Mauston
Wisconsin 53948
U.S.A.

Téléphone : (608) 847-1744 Télécopieur : (608) 847-1749
Courriel : thorndm@dhfs.state.wi.us

SOMMAIRE

Ce document décrit l'élaboration d'une nouvelle échelle d'évaluation du risque que présentent les délinquants sexuels, la Statique-2002. Comme la Statique-99 (Hanson et Thornton 1999, 2000), la Statique-2002 se veut une échelle d'évaluation du risque largement applicable servant à prévoir la récidive sexuelle et pouvant être codée à partir des éléments d'information qui se trouvent habituellement dans les dossiers. D'après les analyses préliminaires (n = 2 169; k = 7), la Statique-2002 est un outil prometteur, bien qu'elle doive faire l'objet de recherches plus approfondies avant de pouvoir être utilisée dans des contextes appliqués. Cette description de la Statique-2002 est présentée dans l'espoir que les chercheurs puissent examiner son utilité et son exactitude prédictive dans de nouveaux échantillons.

NOTES SUR L'ÉLABORATION DE LA STATIQUE-2002

Pourquoi faire une révision?

La Statique-99 (Hanson et Thornton 2000) a été largement adoptée comme outil d'évaluation du risque de récidive sexuelle et est régulièrement utilisée à des endroits aussi divers que la Suède, le Texas et Taïwan. La Statique-99 sert à évaluer le risque à long terme de récidive sexuelle avec violence à partir d'éléments d'information objectifs et faciles à obtenir, comme les antécédents criminels officiels, les caractéristiques des victimes et l'âge. Les 10 facteurs utilisés dans la Statique-99 ont été choisis à partir des éléments non redondants de deux échelles d'évaluation du risque existantes : l'Évaluation rapide du risque de récidive sexuelle (ERRRS) (Hanson 1997) et le Jugement clinique ancré et structuré de Thornton (SACJ) (Grubin 1998).

Des études de répétition ont révélé que la Statique-99 avait des niveaux d'exactitude prédictive semblables à ceux constatés dans les échantillons d'élaboration (Barbaree, Seto, Langton et Peacock 2001; Nunes, Firestone, Bradford, Greenberg et Broom 2002; Sjöstedt et Långström 2001). Néanmoins, plusieurs raisons nous amènent à penser qu'il y aurait lieu de procéder à une révision de cet outil. Nous souhaiterions tout d'abord accroître sa cohérence et sa clarté conceptuelle. Les échelles élaborées sur une base purement empirique peuvent être efficaces pour prévoir la récidive. Toutefois, si les évaluateurs doivent tenir compte de variables exclues de l'échelle actuarielle d'évaluation du risque, il est important de comprendre les dimensions que celle-ci sert déjà à évaluer.

Un autre objectif était d'améliorer la cohérence des critères de notation. La Statique-99 a été créée à partir de deux échelles ayant chacune leurs règles de codage. De plus, la Statique-99 utilisait les définitions des variables déjà codées dans les ensembles de données existants. Par conséquent, ceux qui apprennent à utiliser la Statique-99 sont souvent confrontés à des changements imprévus dans les principes de codage liés aux différents facteurs. L'amélioration de la cohérence des règles de codage aurait donc pour effet de faciliter la formation et d'accroître le degré de fiabilité entre les évaluateurs.

Une autre préoccupation en ce qui concerne la Statique-99 est que certains cas (rares) aboutissent à des notations contre-intuitives. Par exemple, le score d'un délinquant qui a été déclaré coupable d'une infraction répertoriée non sexuelle mais de violence peut diminuer s'il récidive subséquemment en commettant une infraction sexuelle.

On espérait aussi que l'ajout de nouvelles variables et l'éclaircissement de la définition des variables existantes permettraient d'accroître l'exactitude prédictive. Même en l'absence d'une amélioration marquée de l'exactitude prédictive, la Statique-2002 demeurerait une amélioration par rapport à la Statique-99 si elle maintenait les mêmes niveaux d'exactitude prédictive tout en étant plus simple et plus facile à noter.

La révision vise les mêmes objectifs que la Statique-99 originale (et l'ERRRS et la SACJ), soit de produire une échelle d'évaluation du risque de récidive sexuelle généralement applicable pouvant être notée de manière fiable à partir d'éléments d'information normalement disponibles. Comme pour la Statique-99, nous espérions que l'échelle produise des niveaux analogues d'exactitude prédictive pour les échantillons de violeurs, d'agresseurs d'enfants et d'exhibitionnistes se trouvant en établissement ou dans la collectivité.

Nous avons mis l'accent, pour construire l'échelle, sur la prévision de la récidive sexuelle. Des analyses préliminaires ont été faites sur les ensembles de données actuels pour tenter de créer une échelle distincte servant à prévoir toute récidive avec violence (y compris sexuelle) parmi les délinquants sexuels. L'échelle résultante de prévision du risque de violence ressemblait suffisamment à l'échelle de prévision du risque de récidive sexuelle pour que nous conservions uniquement cette dernière.

STRATÉGIE GLOBALE DE RÉVISION

Variables étudiées

Les recherches antérieures sur les facteurs liés à la récidive sexuelle ont guidé le choix des variables pour la Statique-2002. Les principales sources de variables ont été la méta-analyse de Hanson et Bussière (1998) ainsi que d'autres échelles à base empirique d'évaluation du risque chez les délinquants sexuels, comme le SORAG (Quinsey, Harris, Rice et Cormier 1998) et le MnSOST-R (Epperson, Kaul et Hesselton 1998). Un ensemble de données important renfermait des éléments d'information sur tous les délinquants sexuels mis en liberté en Colombie-Britannique entre 1980 et 1992 (n = 727; Hanson, Broom et Stephenson 2001). Les dossiers d'antécédents criminels faisant partie de l'ensemble de données de Hanson et coll. (2001) ont été délibérément codés de différentes manières pour permettre de faire des comparaisons empiriques entre les méthodes de codage (p. ex. le dénombrement des mises en accusation par opposition aux prononcés de peine). Nous avons également inclus un certain nombre de variables exploratoires dont l'ajout semblait indiqué d'après les concepts que nous tentions d'évaluer (p. ex. la gamme d'âge des victimes).

Conformément aux objectifs de la Statique-99, le choix des variables a été régi par le souci primordial de faciliter la collecte de données. Les seules variables retenues ont été l'âge du délinquant, ses antécédents criminels officiellement consignés et les caractéristiques des victimes des infractions sexuelles (âge, lien avec le délinquant, sexe). La variable de la Statique-99 libellée ainsi : « Le délinquant a-t-il déjà cohabité pendant au moins deux ans avec son amant? » a été supprimée de la Statique-2002 parce que les évaluateurs croyaient que cette variable n'était pas bien décrite dans les dossiers du délinquant et qu'elle était difficile à valider dans des contextes accusatoires. Les 22 variables restantes ont été organisées en fonction des cinq catégories suivantes : âge à la mise en liberté, persistance des infractions sexuelles, intérêts sexuels déviants, gamme de victimes disponibles et criminalité générale (voir le tableau 1).

Choix et pondération des variables

La construction de l'échelle a été solidement basée sur les données disponibles, mais n'a pas été déterminée par celles-ci. Les données pouvaient être organisées de plusieurs façons différentes produisant des niveaux analogues d'exactitude prédictive. D'autres chercheurs suivant la même procédure générale et utilisant les mêmes données devraient pouvoir distinguer les mêmes catégories (et les mêmes relations unidimensionnelles), tout en ayant des seuils et des coefficients de pondération très différents (p. ex. « âge < 30 ans » contre « âge < 35 ans »).

La simplicité et la pertinence ont été les principes à la base du choix et de la pondération des facteurs. Autant que possible, le choix entre différentes méthodes de codage a été fondé sur des critères empiriques. Lorsque deux méthodes de codage produisaient une exactitude prédictive équivalente, la méthode de codage la plus simple

Tableau 1 : Catégories et variables examinées

Catégorie ou variable	Prédicteur du risque de récidive sexuelle?	Prédicteur du risque de récidive avec violence?
Âge à la mise en liberté	+	++
Antécédents d'infractions sexuelles	++	+
Prononcés de peine pour infractions sexuelles		
Âge à la première arrestation pour une infraction sexuelle		
Fréquence des infractions sexuelles (prononcés/âge)		
Intérêts sexuels déviants	++	0
Infractions sexuelles sans contact		
Au moins une victime de sexe masculin		
Victimes jeunes sans lien de parenté avec le délinquant		
Gamme de victimes disponibles		
Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant	+	?
Au moins une victime qui est un inconnu	+	+
Âge de la plus jeune victime	?	0
Âge de la victime la plus âgée	?	?
Gamme d'âges des victimes	+	?
Victimes à l'intérieur et à l'extérieur de la famille	+	?
Criminalité générale	+	++
Au moins un manquement aux conditions de la mise en liberté sous condition		
Arrestations ou mises en accusation antérieures pour n'importe quelle infraction		
Prononcés de peine pour n'importe quelle infraction		
Âge à la première arrestation		
Nombre d'années sans infraction avant l'infraction répertoriée		
Violence non sexuelle antérieure		
Infraction répertoriée de violence non sexuelle		
Toute infraction pour violence non sexuelle		
Âge à la première arrestation pour une infraction de violence non sexuelle		

Relation escomptée avec la récidive : + = faible (r = gamme de 0,10 à 0,15); ++ = moyenne (gamme de r = 0,15 à 0,20); 0 = aucune; ? = inconnue.

a été choisie. En général, les méthodes de pondération simples donnent d'aussi bons résultats que les systèmes complexes (Silver, Smith et Banks 2000).

Pour construire l'échelle, on a commencé par examiner les relations unidimensionnelles avec la récidive sexuelle. Les variables pour lesquelles il n'y avait pas de relations unidimensionnelles significatives avec la récidive sexuelle ont été exclues. L'étape suivante a consisté à combiner les variables significatives pour chaque catégorie. Comme on s'attendait à une corrélation entre les variables d'une même catégorie (p. ex. des victimes qui étaient des inconnus et qui n'avaient pas de lien avec le délinquant), il n'était pas obligatoire que chaque élément d'une catégorie contribue à la prévision de la récidive sexuelle. La variable pouvait plutôt être conservée si elle entraînait une amélioration *quelconque* de l'exactitude prédictive. L'utilisation d'indicateurs multiples rattachés à des concepts analogues devait en principe accroître la fiabilité de l'évaluation.

Après avoir défini les éléments d'une catégorie, nous avons effectué des analyses multidimensionnelles pour déterminer la contribution éventuelle de la sous-échelle aux sous-échelles déjà examinées. Les sous-échelles qui faisaient une contribution particulière ont été pondérées de façon qu'une augmentation unitaire dans chaque sous-échelle soit associée à environ le même accroissement du risque de récidive que pour les autres sous-échelles (ratios d'incidence en régression logistique ou régression de Cox).

Aucun des ensembles de données ne renfermait toutes les variables à l'étude. Nous avons donc commencé par analyser les ensembles de données refermant l'information la plus complète, pour ensuite créer des approximations dans les autres ensembles de données. L'analyse des catégories a donc été effectuée à l'aide de toutes les données disponibles pour chacun de ceux-ci.

Plusieurs échelles initiales ont été essayées et précisées pour les différents sous-groupes (total, violeurs, agresseurs d'enfants, agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille, délinquants s'en prenant à des membres de la famille). De légères différences ont été constatées entre les groupes (p. ex. l'âge était un facteur plus important pour les violeurs que pour les agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille), mais aucune des échelles résultantes n'a affiché un niveau d'exactitude prédictive sensiblement différent. Par conséquent, les définitions ou pondérations utilisées sont celles qui sont apparues les plus largement applicables.

Échantillons

Le tableau 2 donne une vue d'ensemble des échantillons. Tous les délinquants ont été mis en liberté, sauf pour les membres de l'échantillon des Services de probation du Manitoba et environ la moitié des délinquants de l'échantillon de Washington, qui ont été condamnés à des peines communautaires. Pour la plupart des échantillons, on n'a pas noté l'origine raciale, mais compte tenu du profil démographique des provinces, États et pays où ils ont été choisis, les délinquants étaient sans doute pour la plupart de race

Tableau 2 : Caractéristiques de la population étudiée

Échantillon	Taille globale de l'échantillon	Âge (ET)	Type de délinquant Violeur/EX/IN %)	Nombre moyen d'années de suivi	Taux de récidive		Critères de récidive
					Sexuelle	Avec violence	
Système fédéral canadien Région du Pacifique	685	38 (11)	-- / -- / --	11	22,0	43,6	Mises en accusation
Système fédéral canadien Mises en liberté en 1983-1984	315	30 (8,7)	-- / -- / --	10	19,7	46,4	Condamnations
Système fédéral canadien Mises en liberté de 1991 à 1994	229	37 (11)	43 / 27 / 30	2	5,7	17,5	Mises en accusation
Millbrook (Ontario)	186	33 (9,9)	00 / 82 / 18	23	35,5	44,6	Condamnations
Institut Philippe Pinel	363	36 (11)	30 / 43 / 27	4	16,3	22,3	Condamnations
Alberta Hospital Edmonton	363	36 (9,9)	27 / 27 / 46	5	5,5	11,8	Condamnations
SOTEP (Californie)	1137	38 (8,9)	29 / 40 / 31	4	13,3	22,3	Mises en accusation
HM Prison Service (R.-U.)	529	36 (12)	48 / 35 / 17	16	25,7	37,2	Condamnations
État de Washington	587	36 (13)	10 / 42 / 48	5	7,5	13,3	Mises en accusation
Service de probation du Manitoba	202	35 (12)	36 / 39 / 20	2	9,9	25,2	Mises en accusation
Total	4596	36 (11)	30 / 39 / 31	7	15,7	27,7	

Note : EX = agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille; IN = agresseurs d'enfants au sein de la famille

blanche. Les délinquants étaient tous des hommes (âgés d'au moins 18 ans au moment de leur mise en liberté).

On disposait pour tous les échantillons de données au sujet des variables de l'issue de la récidive sexuelle et la récidive avec violence, et, pour toutes les études sauf une (Alberta Hospital, Edmonton), les périodes de survie étaient également connues. Pour toutes les études également, les variables prédictives de l'âge et des infractions sexuelles antérieures étaient connues. Les autres variables prédictives manquaient dans au moins une étude. Pour toutes les études, il manquait des données sur au moins trois des 22 variables.

Étude fédérale canadienne – Région du Pacifique (CS/RESORS Consulting 1991; Hanson et coll. 2001). Cette étude a servi à suivre les délinquants sexuels qui ont été mis en liberté en Colombie-Britannique entre 1976 et 1992. Elle avait pour but initial de comparer les délinquants ayant bénéficié de services de counseling obligatoires dans la collectivité (n = 401) et des délinquants mis en liberté dans les années antérieures mais n'ayant pas bénéficié de ce programme postlibératoire (n = 288). Pour éviter un chevauchement avec l'autre cohorte du Service correctionnel du Canada (SCC) décrite ci-dessous, on a retiré de cet échantillon les délinquants mis en liberté en 1983-1984 (n = 38). Les données sur la récidive ont été codées en 2000 à partir des dossiers de la Gendarmerie royale du Canada (GRC). L'information sur le lien entre la victime et le délinquant et sur les caractéristiques des victimes n'était pas disponible.

Étude fédérale canadienne sur la récidive - Délinquants libérés en 1983-1984 (Bonta et Hanson 1995a; voir aussi Bonta et Hanson 1995b). Cette étude a porté sur les 316 délinquants sexuels inclus dans l'échantillon de 3 180 délinquants sous responsabilité fédérale élargis par le SCC en 1983-1984. On entendait par délinquants sexuels les délinquants mis en liberté après une condamnation pour infraction sexuelle. L'information sur la récidive a été recueillie en 1994 à partir des dossiers nationaux sur les antécédents criminels tenus par la GRC. Les éléments d'information sur les victimes, l'âge à la première arrestation pour infraction sexuelle, l'âge à la première arrestation pour infraction de violence et les infractions sexuelles sans contact n'étaient pas disponibles. On a estimé que les prononcés de peine pour infractions sexuelles correspondaient aux deux tiers des condamnations.

Étude fédérale canadienne sur les délinquants mis en liberté entre 1991 et 1994 (Motiuk 1995; voir aussi Motiuk et Brown 1993; Motiuk et Brown 1996). Cette étude a servi à suivre un groupe de délinquants sexuels élargis par le SCC entre 1991 et 1994. Les délinquants inclus dans ce groupe avaient fait l'objet d'un examen en 1991 (voir Motiuk et Porporino 1993), pendant qu'ils étaient encore incarcérés. L'information de suivi a été codée à partir des dossiers de la GRC pour 1994. On ne disposait pas des éléments d'information pour le manquement aux conditions et la période sans infraction avant l'infraction répertoriée. On a estimé les prononcés de peine pour infractions sexuelles aux deux tiers des condamnations; on a estimé les infractions sexuelles sans contact à partir

des condamnations répertoriées pour exhibitionnisme; les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction ont été estimés à deux fois les peines d'emprisonnement.

Étude sur la récidive de Millbrook (Hanson, Steffy et Gauthier 1993b; voir aussi Hanson, Scott et Steffy, 1995; Hanson, Steffy et Gauthier 1992, 1993a). Cette étude a servi à recueillir des données à long terme sur la récidive (15-30 ans) parmi des agresseurs d'enfants mis en liberté, entre 1958 et 1974, du centre correctionnel de Millbrook, établissement correctionnel provincial à sécurité maximale situé en Ontario, au Canada. À peu près la moitié des membres de l'échantillon ont participé à un bref programme de traitement. Les données sur la récidive ont été codées à partir des dossiers de la GRC en 1989 et 1991. Il n'y avait pas de données disponibles pour le manquement aux conditions, les infractions sexuelles sans contact, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et l'âge à la première infraction de violence. Les prononcés de peine pour infraction sexuelle ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction ont été estimés aux deux tiers des condamnations pour toute infraction.

Institut Philippe Pinel (Montréal) (Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut et Ouimet 1995; voir aussi Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut et Ouimet 1997; Pellerin et coll. 1996). Cette étude a porté sur les délinquants sexuels traités entre 1978 et 1993 à un établissement psychiatrique à sécurité maximale. L'Institut Philippe Pinel de Montréal assure le traitement à long terme (de 1 à 3 ans) de délinquants sexuels qui sont dirigés vers cet établissement par les systèmes correctionnel et de santé mentale. L'information sur la récidive a été recueillie en 1994 à partir des dossiers de la GRC. Les données suivantes n'étaient pas disponibles : victimes qui étaient des inconnus, âge à la première infraction sexuelle, manquement aux conditions, infractions sexuelles sans contact, âge à la première infraction, période sans infraction avant l'infraction répertoriée, infraction de violence non sexuelle répertoriée, âge à la première infraction de violence. Les prononcés de peine pour les infractions sexuelles ont été estimés à la moitié de toutes les mises en accusation.

Alberta Hospital Edmonton - Programme Phoenix (Reddon 1996; voir aussi Studer, Reddon, Roper et Estrada 1996). Les délinquants sexuels faisant l'objet de cette étude ont été choisis parmi ceux qui ont été traités dans le cadre du programme Phoenix (Alberta Hospital Edmonton) entre 1987 et 1994. Un grand nombre de clients de ce programme de traitement éclectique sont des délinquants qui y sont dirigés par les établissements correctionnels fédéraux. Les données sur la récidive ont été recueillies en 1995 à partir des dossiers de la GRC. Les éléments d'information n'étaient pas disponibles pour l'âge à la première infraction sexuelle, le manquement aux conditions, les infractions sexuelles sans contact, l'âge à la première arrestation pour n'importe quel motif, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et toutes les variables liées à la violence non sexuelle. Les prononcés de peine pour les infractions sexuelles ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction ont été estimés aux deux tiers des condamnations.

Sex Offender Treatment and Evaluation Project (SOTEP) de la Californie (Marques et Day 1996; voir aussi Marques, Day, Nelson et West 1993; Marques, Nelson, West et Day 1994). L'objectif premier de cette étude en cours est d'examiner l'efficacité du traitement. L'échantillon utilisé pour l'étude actuelle comprend des délinquants sexuels affectés au hasard au programme de traitement (n = 172), un groupe témoin apparié composé de bénévoles, des délinquants qui ont refusé le traitement et un échantillon général de délinquants sexuels se trouvant dans le système correctionnel de la Californie (échantillon total de 1 137 sujets). Les hommes qui avaient commis des infractions uniquement contre leurs enfants biologiques étaient exclus. Les sujets ont été inclus dans l'étude entre 1986 et 1995; les données de suivi ont été recueillies en 1995 à partir des casiers judiciaires locaux et nationaux ainsi que des rapports des services de probation et de la police de la localité. Il n'y avait pas d'éléments d'information disponibles pour l'âge à la première infraction sexuelle, le manquement aux conditions, les infractions sexuelles sans contact, les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction, l'âge à la première arrestation pour n'importe quel motif, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et toutes les variables liées à la violence non sexuelle.

Her Majesty's Prison Service (Royaume-Uni) (Thornton 1997). Cette étude a consisté en un suivi sur une période de 16 ans de tous les délinquants sexuels mis en liberté par Her Majesty's (HM) Prison Service (Angleterre et pays de Galles) en 1979 (n = 573). L'information sur la récidive était basée sur les dossiers du Home Office recueillis en 1995. Très peu de délinquants inclus dans cet échantillon auraient reçu un traitement spécialisé pour délinquants sexuels. On ne disposait pas de données sur le manquement aux conditions, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et les arrestations comme jeunes délinquants pour infractions sexuelles.

Washington (Berliner, Schram, Miller et Milloy 1995; Song et Lieb 1995). Cet ensemble de données a été créé pour évaluer le *Special Sex Offender Sentencing Alternative* (SSOSA) de l'État de Washington, qui permet aux juges de condamner les délinquants sexuels à un programme de traitement dans la collectivité. Pour être admissibles au SSOSA, les délinquants doivent en être à leur première condamnation pour infraction sexuelle, non compris le viol au premier ou au deuxième degré. L'échantillon était composé de 287 délinquants visés par le SSOSA et 300 qui étaient admissibles à ce programme, mais qui n'y ont pas été admis. La plupart des membres de l'échantillon étaient de race blanche (85 %). Les délinquants ont été déclarés coupables entre janvier 1985 et juin 1986; les données de suivi ont été recueillies en décembre 1990. On ne disposait pas de données sur le manquement aux conditions, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et toutes les variables liées à la violence non sexuelle. Les prononcés de peine pour infractions sexuelles ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les infractions sexuelles sans contact ont été estimées à partir des « condamnations répertoriées uniquement pour exhibitionnisme ou voyeurisme »; les prononcés de peine pour toute infraction ont été estimés aux deux tiers des condamnations.

Services de probation du Manitoba (Hanson 2002). Cette étude de suivi a été menée pour évaluer une échelle d'évaluation du risque utilisée par les agents de probation au Manitoba, au Canada. Les 202 sujets étaient des délinquants admis consécutivement dans le service de probation entre mai 1997 et février 1999. L'information sur la récidive a été recueillie en novembre 2000 à l'aide des dossiers de la GRC. Contrairement aux dossiers de la GRC utilisés pour les autres études (comprenant uniquement les accusations entendues par les tribunaux et les condamnations), ceux utilisés pour l'échantillon du Manitoba incluaient des accusations non classées et des affaires faisant encore l'objet d'une enquête policière. Les données démographiques et les renseignements sur les victimes et les infractions ont été recueillis par les agents de probation durant l'exercice de leurs fonctions habituelles. Les variables liées aux antécédents criminels nécessaires pour coder la Statique-99 ont été codées par des adjoints de recherche ayant reçu la formation nécessaire (valeur médiane r = 0,93; valeur médiane Kappa = 0,87). Les éléments d'information suivants manquaient : l'existence d'au moins une victime de sexe masculin, le manquement aux conditions, l'âge à la première arrestation pour n'importe quel motif, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et l'âge à la première arrestation pour un acte de violence. Les prononcés de peine pour infractions sexuelles ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les infractions sexuelles commises comme jeunes contrevenants ont été estimées à partir des « infractions sexuelles commises avant l'âge de 20 ans ».

Plan de l'analyse

Deux méthodes sont ordinairement utilisées pour analyser des données qui proviennent de plusieurs ensembles de données. La première consiste à ne pas tenir compte des différences entre les échantillons et à regrouper les résultats pour avoir un seul gros échantillon (méthode de la combinaison). La seconde consiste à trouver des relations au sein de chaque échantillon puis à résumer les résultats pour tous les échantillons (méthode des échantillons emboîtés). Les effets de cette dernière méthode peuvent être résumés au moyen d'une méta-analyse (Hedges et Olkin 1985) ou de certains procédés statistiques (p. ex. la régression de Cox où chaque échantillon est considéré comme une strate distincte). Les deux méthodes produisent souvent des résultats équivalents, mais en cas d'écarts, les résultats de la méthode des échantillons emboîtés ou méta-analyse sont les plus fiables. La combinaison d'échantillons peut gonfler artificiellement les effets (p. ex. l'échantillon qui compte la plus forte proportion de délinquants à risque élevé est aussi celui que l'on suit le plus longtemps) ou les réduire (p. ex. l'échantillon comptant la plus forte proportion de délinquants à faible risque est aussi celui pour lequel les critères de récidive sont les plus vastes). Comme on a observé des résultats différents pour certaines variables lorsqu'on a utilisé la méthode de la combinaison plutôt que celle des échantillons emboîtés, c'est cette dernière qui a été adoptée comme principale méthode d'analyse des données.

RÉSULTATS

Dans l'échantillon combiné, les violeurs présentaient un risque légèrement plus élevé de récidiver en commettant des infractions sexuelles (16 %) que les agresseurs d'enfants (13 %, $p < 0,05$), mais cet effet était dû largement aux taux de récidive relativement faibles des agresseurs d'enfants au sein de la famille (5 %) comparativement aux agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille (18 %). Les taux de récidive avec violence (y compris de récidive sexuelle) étaient plus élevés pour les violeurs (34,0 %) que pour les agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille (23,8 %) et les auteurs d'inceste (10,9 %).

Les variables énumérées au tableau 1 entretenaient toutes une relation significative avec la récidive sexuelle, sauf les suivantes : âge de la victime la plus jeune, âge de la victime la plus âgée, gamme d'âge des victimes, victimes à l'intérieur et à l'extérieur de la famille, infractions de violence non sexuelle répertoriées. Ces cinq variables ont donc été exclues de l'analyse.

Voici quelques commentaires sur le codage de certaines variables.

Âge. On a constaté une relation plus forte entre l'âge et la récidive avec violence qu'entre l'âge et la récidive sexuelle. De plus, l'effet de l'âge était plus marqué pour les violeurs que pour les agresseurs d'enfants. Néanmoins, toutes les formes de récidive diminuaient de façon significative avec l'âge (voir Hanson 2001). Le codage choisi (voir l'annexe A) était à mi-chemin entre les codages qui semblaient optimaux pour prévoir la récidive sexuelle parmi les agresseurs d'enfants (coefficients de pondération les plus faibles) et ceux qui permettaient de prévoir la récidive de violence dans l'ensemble de l'échantillon (coefficients de pondération les plus élevés).

Persistance des infractions sexuelles. Trois variables ont été retenues comme indicateurs de la persistance des infractions sexuelles : le nombre d'infractions sexuelles antérieures, la fréquence des infractions sexuelles et l'âge à la première arrestation pour infraction sexuelle.

Afin de choisir entre divers codages possibles pour les infractions sexuelles antérieures, on a codé l'ensemble de données provenant du SCC de la région du Pacifique (Hanson et coll. 2001) en fonction de quatre définitions différentes : arrestations, mises en accusation, condamnations et prononcés de peine (tant pour les infractions répertoriées que pour les infractions antérieures). Le nombre d'infractions répertoriées (quelle que soit la définition) n'était pas lié à la récidive sexuelle. Toutefois, les infractions sexuelles antérieures permettaient systématiquement de prévoir la récidive, la corrélation la plus importante étant avec les prononcés de peine ($r = 0,21$ et $r = 0,19$ pour les trois autres codages). Friendship, Thornton, Erikson et Beech (2001) ont constaté que, dans les dossiers britanniques, les prononcés de peine étaient notés plus systématiquement que les

autres indicateurs d'infractions antérieures. Les prononcés de peine ont donc été choisis parce qu'ils étaient non seulement les plus exacts, mais aussi les plus simples.

Un examen des tableaux croisés présentant les prononcés de peine antérieurs et la récidive ont permis de dégager le codage suivant : 0 = 0; 1 = 1; 2, 3 = 2; 4 ou plus = 3. Pour les ensembles de données basés sur d'autres définitions des infractions sexuelles antérieures, le nombre de prononcés de peine antérieurs a été estimé à partir des ratios condamnations/mises en accusation/prononcés de peine observés dans l'ensemble de données du SCC de la région du Pacifique : 1 prononcé de peine = 1,5 condamnation ou 2 accusations.

On a calculé la fréquence des infractions sexuelles en divisant le nombre total de prononcés de peine pour infractions sexuelles par l'âge du délinquant à sa mise en liberté. Un examen de la répartition a semblé indiquer un seuil utile d'une fois par 15 ans (0,0667).

Nous avons constaté une étroite relation entre l'âge à la première arrestation pour infraction sexuelle et la récidive sexuelle. Étant donné sa corrélation avec tant l'âge actuel du délinquant que le nombre d'infractions sexuelles antérieures, cette variable ne contribuait rien en elle-même lorsque les autres variables étaient prises en considération. L'examen des données peu nombreuses disponibles a semblé indiquer que l'existence d'arrestations comme jeune contrevenant et comme adulte traduisait une variation assez significative pour justifier qu'on inclue cette variable dans la sous-échelle de la persistance.

Intérêts sexuels déviants. Trois variables ont été examinées comme indicateurs des intérêts sexuels déviants : au moins une victime de sexe masculin, des infractions sexuelles sans contact et plusieurs jeunes victimes (cette variable étant définie comme deux victimes ou plus âgées de moins de 12 ans, dont au moins une n'a pas de lien de parenté avec le délinquant). Les trois variables, seules ou combinées, permettaient de prévoir la récidive sexuelle (toutefois, un seul ensemble de données renfermait les trois variables : HM Prison Service). Par conséquent, nous avons conservé les trois variables et leur avons donné le même poids (0 = non, 1 = oui).

Gamme de victimes et lien avec les victimes. Les recherches antérieures ont démontré qu'il y avait une relation entre d'une part un risque accru de récidive sexuelle et l'existence d'autre part de victimes n'ayant aucun lien de parenté avec le délinquant et de victimes qui étaient des inconnus. Ces résultats s'expliquent notamment par le fait que les délinquants qui s'en prennent à des inconnus ont une plus vaste gamme de victimes éventuelles que ceux qui s'en prennent uniquement à des membres de leur famille. On a donc posé comme hypothèse que le fait d'avoir des victimes de différents âges pouvait aussi être un indicateur de risque de récidive sexuelle. Mais cette hypothèse n'a pas été confirmée. Dans les ensembles de données utilisés, la gamme d'âge des victimes n'était pas liée à la récidive sexuelle. De plus, les délinquants qui s'en étaient pris tant à des membres de leur famille qu'à d'autres personnes (autre indicateur de la gamme de

victimes disponibles) n'étaient pas différents, pour ce qui est de leur taux de récidive sexuelle, des délinquants qui s'en prenaient uniquement à des personnes autres que des membres de leur famille.

Étant donné que les deux seules variables conservées de cette section étaient « au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant » et « au moins une victime qui était un inconnu », on a renommé cette section « Liens avec les victimes ». Les deux variables contribuaient séparément à la prévision de la récidive sexuelle ($p < 0,001$ d'après la régression de Cox). Dans l'échantillon combiné, le taux de récidive sexuelle était de 6 % pour les auteurs uniquement d'inceste, de 13 % pour les délinquants qui s'en prenaient à des connaissances et de 21 % pour ceux qui s'en prenaient à des inconnus. Un point a été attribué à la variable « au moins une victime sans liens de parenté avec le délinquant » (0/1) et à « au moins une victime qui était un inconnu » (0/1), ce qui a abouti à une cote de 0 à 2.

Criminalité générale. Il y avait une corrélation entre toutes les variables servant à définir la criminalité générale (manquement aux conditions, période sans infraction avant l'infraction répertoriée, âge à la première arrestation, nombre d'infractions antérieures, nombre d'infractions antérieures de violence non sexuelle) (valeurs médianes de $r = 0,44$) et l'analyse factorielle a penché fortement en faveur d'un seul facteur (valeurs propres de 2,64, 0,81, 0,68, 0,52, 0,35). La violence non sexuelle antérieure a été choisie comme mesure de la violence non sexuelle parce qu'elle était un prédicteur légèrement plus utile de la récidive sexuelle que la variable « toute violence non sexuelle ». Comme nous l'avons déjà signalé, dans l'ensemble de données combinées, il n'y avait pas de relation significative entre les infractions répertoriés de violence non sexuelle et la récidive sexuelle, de sorte que cette variable a été exclue. Nous avons également exclu l'âge à la première arrestation étant donné le manque d'uniformité, dans les ensembles de données, de la relation avec la récidive sexuelle et aussi parce que les dossiers de jeunes contrevenants n'étaient pas bien tenus.

Le nombre de démêlés antérieurs avec le système de justice pénale a été codé comme suit : 0 = aucune mise en accusation antérieure; 1 = au moins une mise en accusation antérieure mais moins de trois prononcés de peine; 2 = de 3 à 13 prononcés de peine antérieurs; 3 = 14 prononcés de peine antérieurs ou plus. Les autres variables traduisant la criminalité générale étaient les suivantes : tout manquement aux conditions de la mise en liberté sous condition (0 = aucun/1 = au moins un), au moins un prononcé de peine antérieur pour infraction de violence non sexuelle (0 = aucun/1 = au moins un) et moins de quatre ans en liberté avant l'infraction répertoriée (0 = plus de quatre ans/1 = moins de quatre ans).

Combinaison et pondération des sous-échelles

Il y avait assez d'information pour comparer les catégories de 6 des 10 ensembles de données (les ensembles du SCC de la région du Pacifique et celui du SCC pour 1983-1984 ne renfermaient pas de données sur les victimes, celui de SOTEP ne

renfermait pas de données sur les antécédents criminels tandis que l'ensemble de données de l'Alberta Hospital Edmonton ne renfermait pas de dates de survie). Les six ensembles de données correspondaient à un échantillon total de 1 783 sujets, dont 258 étaient des récidivistes sexuels.

Chacune des cinq catégories permettait à elle seule de prévoir la récidive sexuelle (voir le tableau 3). Les contributions distinctes ont été vérifiées au moyen de la régression de Cox, dans laquelle les échantillons ont été considérés comme des strates (SPSS, Version 10, 1999). La régression de Cox est une forme d'analyse de survie qui fait entrer en ligne de compte la période d'exposition au risque ainsi que les covariables catégoriques et ordinales (voir Cox et Oakes, 1984). En répartissant l'analyse par strates, on a obtenu des résultats équivalents à la méthode des échantillons emboîtés ou de la méta-analyse.

Tableau 3 : Contribution de chaque sous-échelle à la prévision de la récidive sexuelle (régression de Cox)

Catégorie ou sous-échelle (gamme)	B (ET)	Wald	Exp(B)
Âge (0 – 3)	0,340 (0,073)	21,7***	1,40
Persistance des infractions sexuelles (0 – 3)	0,238 (0,073)	10,7***	1,27
Intérêts sexuels déviants (0 – 3)	0,304 (0,108)	7,9**	1,36
Lien avec les victimes (0 – 2)	0,439 (0,109)	16,2***	1,55
Criminalité générale (0 – 3)	0,271 (0,086)	9,9**	1,31

** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

L'exposant des coefficients de régression équivaut à un rapport de cote. On peut définir l'exposant (e^B) comme l'augmentation proportionnelle des taux de récidive pour une augmentation unitaire de la sous-échelle, après qu'on a tenu compte des autres catégories. L'analyse initiale a révélé que les rapports de cote pour les sous-échelles de la persistance des infractions sexuelles (1,19) et de la criminalité générale (1,20) étaient un peu plus faibles que pour les trois autres sous-échelles (gamme de 1,41 – 1,52). On a donc recodé ces deux sous-échelles pour que les augmentations unitaires dans toutes les sous-échelles entraînent des augmentations similaires du taux de récidive sexuelle. Pour la sous-échelle de la persistance, la gamme a été ramenée à 0 – 3 (initialement 0 – 5), et pour la sous-échelle de la criminalité générale, à 0 – 3 (initialement 0 – 6). Les exposants

résultants, qu'on peut voir au tableau 3, ont révélé une augmentation relative de 30 à 40 % pour chaque augmentation du score de l'échelle. Dans l'échantillon combiné, par exemple, un score de 2 correspondait à un taux de récidive de 4,8 % et un score de 3, à un taux de 6,4 % (6,5/4,8 = 1,35).

L'échelle finale pour la Statique-2002 est décrite à l'annexe A.

Comparaison des échelles

Pour estimer l'exactitude prédictive de la Statique-2002, nous l'avons comparée à ses sous-composantes ou versions antérieures, soit l'ERRRS (Hanson 1997) et la Statique-99 (Hanson et Thornton 2000; Phenix, Hanson et Thornton 2000). Il était impossible de faire des comparaisons directes étant donné qu'aucun des échantillons ne renfermait toutes les variables; les comparaisons ont donc été fondées sur des approximations pour chaque échelle. La Statique-99 a été acceptée s'il manquait au plus trois éléments (sur 10). La Statique-2002 a été acceptée s'il manquait au plus cinq éléments (sur 13), à condition que les éléments manquants ne soient pas tous de la même catégorie (p. ex., tous liés aux antécédents criminels ou aux renseignements sur la victime). On a attribué à un élément manquant un score nul. L'ERRRS a été notée uniquement si les quatre variables pouvaient être estimées.

Aucune des échelles n'a été calculée pour les échantillons du SCC de la région du Pacifique et celui du SCC pour 1983-1984 vu l'absence de renseignements sur les victimes. Malheureusement, il s'agissait aussi des deux seuls échantillons (n = 1 000) qui incluaient les variables « manquement aux conditions » et « période sans infraction avant l'infraction répertoriée ». Par conséquent, ces deux variables manquaient pour tous les scores de la Statique-2002. Les analyses résultantes ne devraient donc être considérées que comme un guide approximatif de l'exactitude prédictive relative de ces mesures. On peut notamment supposer que les analyses sous-estiment l'exactitude prédictive de la Statique-99 et de la Statique-2002 et fournissent une estimation raisonnable de l'exactitude de l'ERRRS.

Les valeurs moyennes des échelles sont présentées au tableau 4. Les trois mesures sont biaisées dans le sens positif, bien que l'importance de l'asymétrie soit moindre pour la Statique-2002 (0,33, ET de l'asymétrie = 0,053) que pour l'ERRRS (0,80) et la Statique-99 (0,59).

Tableau 4 : Scores moyen obtenu sur l'ERRRS, la Statique-99 et la Statique-2002

Échantillon	ERRRS		Statique-99		Statique-2002	
	N	Moyenne (ET)	N	Moyenne (ET)	N	Moyenne (ET)
Système fédéral canadien Mises en liberté de 1991 à 1994	229	1,4 (1,2)	229	2,9 (1,9)	218	4,5 (2,2)
Millbrook (Ontario)	186	2,2 (1,5)	186	3,1 (2,1)	186	5,2 (2,5)
Institut Philippe Pinel	349	1,9 (1,3)	342	2,9 (1,7)	349	4,6 (2,0)
Alberta Hospital Edmonton	355	1,2 (1,1)	355	1,9 (1,7)	355	3,9 (2,1)
SOTEP (Californie)	904	1,3 (0,97)				
HM Prison Service (R.-U.)	331	1,7 (,13)	526	3,0 (2,0)	326	4,8 (2,4)
SSOSA de l'État de Washington	533	0,94 (0,94)	514	1,3 (1,3)	533	3,1 (1,7)
Service de probation du Manitoba			202	2,7 (1,8)	202	4,6 (2,3)
Total	2887	1,4 (1,2)	2355	2,4 (1,9)	2169	4,1 (2,2)

En ce qui concerne la récidive sexuelle, l'exactitude prédictive de la Statique-2002 était semblable à celle de la Statique-99 (aires de la fonction d'efficacité du récepteur, ou FER, dans la gamme de 0,69 à 0,73; voir le tableau 5). Pour l'échantillon complet, la Statique-2002 avait une aire FER de 0,711, comparativement à une aire FER de 0,701 pour la Statique-99 ($Z = 1,14$, $p > 0,10$, d'après la formule 3 de Hanley et McNeil, 1983). Toutefois, un avantage de la Statique-2002 était qu'elle ne présentait guère de variabilité entre les échantillons ($Q = 5,65$, $p > 0,40$) comparativement à la Statique-99 ($Q = 14,08$, $p < 0,025$). En ce qui concerne la Statique-99, l'exactitude prédictive la plus faible a été obtenue pour les deux échantillons communautaires (Washington et Manitoba, aires FER de 0,59 pour les deux), et l'exactitude prédictive la

plus forte, pour l'échantillon SCC 1991-1994 (0,77) et l'échantillon de traitement de l'Alberta Hospital Edmonton (0,76). Par contre, la gamme pour la Statique-2002 allait de 0,65 (Millbrook) à 0,77 (SCC 1991-1994, Alberta Hospital Edmonton). La Statique-2002 permettait également de prévoir la récidive sexuelle pour les agresseurs d'enfants (0,70) et pour les violeurs (0,72).

Tableau 5 : Récidive sexuelle : Exactitude prédictive de l'ERRRS, de la Statique-99 et de la Statique-2002

Échelle	Aires FER moyennes		N (k)	Q
	Moyenne non pondérée (ET)	Moyenne pondérée (ET)		
Échantillon complet				
ERRRS	0,678 (0,060)	0,677 (0,015)	2857 (7)	8,36
Statique-99	0,688 (0,076)	0,701 (0,016)	2326 (7)	14,08*
Statique-02	0,716 (0,046)	0,711 (0,016)	2142 (7)	5,65
Agresseurs d'enfants				
ERRRS	0,671 (0,076)	0,690 (0,017)	2094 (7)	12,37
Statique-99	0,700 (0,088)	0,720 (0,018)	1606 (7)	16,24**
Statique-02	0,687 (0,084)	0,702 (0,020)	1472 (7)	9,50
Violeurs				
ERRRS	0,693 (0,134)	0,711 (0,025)	730 (6)	22,94***
Statique-99	0,671 (0,133)	0,737 (0,027)	541 (6)	26,80***
Statique-02	0,734 (0,091)	0,722 (0,031)	496 (6)	6,53

*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001
k = nombre d'études

Pour toute récidive avec violence (voir le tableau 6), l'exactitude prédictive de la Statique-2002 (0,71) était supérieure à celle de la Statique-99 (0,69; $Z = 3,54$, $p < 0,01$) de l'ERRRS (0,62). Pour les trois mesures, la variabilité entre échantillons n'était pas supérieure à celle qu'on obtiendrait si l'on se fiait au hasard. L'aire FER moyenne pour la récidive avec violence était légèrement supérieure pour les agresseurs d'enfants que pour les violeurs, mais les différences n'étaient pas significatives pour la Statique-2002 ($Q = 0,37$, $p > 0,25$), Statique-99 ($Q = 1,50$, $p > 0,20$) ou l'ERRRS ($Q = 3,77$, $p < 0,10$).

Tableau 6 : Récidive avec violence : Exactitude prédictive de l'ERRRS, de la Statique-99 et de la Statique-2002

Échelle	Aires FER moyennes		N (k)	Q
	Moyenne non pondérée (ET)	Moyenne pondérée (ET)		
Échantillon complet				
ERRRS	0,622 (0,034)	0,622 (0,013)	2860 (7)	4,28
Statique-99	0,684 (0,044)	0,687 (0,013)	2329 (7)	8,72
Statique-02	0,712 (0,042)	0,713 (0,013)	2143 (7)	8,92
Agresseurs d'enfants				
ERRRS	0,638 (0,041)	0,641 (0,016)	2095 (7)	4,96
Statique-99	0,693 (0,063)	0,694 (0,017)	1607 (7)	11,52^{+}
Statique-02	0,711 (0,046)	0,703 (0,017)	1472 (7)	7,29
Violeurs				
ERRRS	0,592 (0,051)	0,587 (0,023)	732 (6)	3,65
Statique-99	0,657 (0,062)	0,657 (0,025)	583 (6)	4,04
Statique-02	0,687 (0,047)	0,684 (0,026)	497 (6)	2,70

$^{+}p < 0,10$, toutes les autres statistiques Q étaient associées à des probabilités > 0,10.

DISCUSSION

L'exactitude prédictive de la Statique-2002 s'est révélée semblable à celle de la Statique-99 pour ce qui est de prévoir la récidive sexuelle. Les analyses initiales ont semblé indiquer que les nouveaux éléments pouvaient ajouter une information utile, mais, compte tenu du volume considérable de données manquantes, il faudra poursuivre les recherches pour déterminer si les nouveaux éléments et la nouvelle notation aboutissent à une amélioration sensible de l'exactitude prédictive.

La présente étude confirme les résultats antérieurs : l'exactitude prédictive de la Statique-99 est légèrement supérieure à celle de l'ERRRS et, pour les deux échelles, elle est semblable pour les violeurs et pour les agresseurs d'enfants. Ce résultat n'est pas étonnant étant donné que trois des sept échantillons ont déjà été utilisés pour élaborer la Statique-99. Toutefois, la présente étude inclut de nouvelles données dans la Statique-99 pour quatre nouveaux ensembles de données (n = 1 319), ou 61 % de l'échantillon total (exactitude prédictive moyenne de 0,68 pour les quatre ensembles de données, gamme de 0,59 à 0,77).

Même si la Statique-2002 et la Statique-99 se ressemblent quant à leur exactitude prédictive, la première offre des avantages éventuels. En effet, la Statique-2002 a permis de prévoir toute récidive avec violence et la récidive sexuelle et elle était plus efficace pour prévoir la récidive avec violence que la Statique-99. Elle était moins variable que celle-ci dans les différents milieux. En outre, les catégories de la Statique-2002 améliorent la clarté conceptuelle par rapport à la Statique-99.

La clarté conceptuelle est un facteur important pour les évaluateurs qui veulent déterminer s'il y a lieu d'utiliser des facteurs externes pour rajuster le niveau de risque indiqué par un outil actuariel. Les chercheurs pourraient éventuellement améliorer l'exactitude prédictive de la Statique-2002 de manière purement empirique en incluant d'autres variables comme celles qui sont liées aux problèmes de comportement dans l'enfance (p. ex. SORAG, Quinsey et coll. 1998) ou le manque de coopération avec les responsables de la surveillance (p. ex. Hanson et Harris 2000). Ce sont toutefois des explications exactes de la récidive qui permettront d'accomplir les progrès les plus marquants dans le domaine de l'évaluation du risque. Il faudra effectuer des recherches pour déterminer la validité conceptuelle des catégories de la Statique-2002 et, surtout, pour cerner les causes de la récidive. Les infractions antérieures sont une bonne variable prédictive, mais une mauvaise variable théorique. Des événements qui se sont produits il y a 20 ans n'entraînent pas obligatoirement la perpétration de crimes dans l'avenir. Les chercheurs doivent plutôt cerner les situations actuelles et les caractéristiques permanentes qui prédisposent certaines personnes à commettre des infractions sexuelles, qu'il s'agisse de souvenirs, d'habitudes, de valeurs, de déficiences cognitives ou de choix de vie déplorables.

Bien que la Statique-2002 se révèle prometteuse, il faudra poursuivre les recherches avant de pouvoir l'utiliser dans des contextes appliqués. Il faudra notamment répéter les résultats au moyen d'ensembles de données distincts. Étant donné que les échelles statiques de détermination du risque servent surtout à déterminer le risque de récidive à long terme, les études de répétition devraient porter sur une période de suivie d'au moins 10 ans (de préférence 15). Il faudrait que les études de répétition incluent un échantillon combiné de plus de 1 000 délinquants sexuels (de 200 à 400 dans chaque étude) avant qu'on ne puisse associer des niveaux de risque spécifiques à des gammes de scores spécifiques.

Comme la Statique-99, la Statique-2002 n'avait pas pour but de fournir une évaluation exhaustive du risque de la récidive. Il y a de nombreux facteurs liés à la récidive sexuelle, comme les préoccupations sexuelles et l'accès aux victimes (Hanson et Harris 2000), dont les évaluateurs pourraient vouloir tenir compte. La combinaison optimale des facteurs statiques et historiques aux facteurs de risque dynamiques (modifiables) demeure un important sujet pour la recherche à venir.

BIBLIOGRAPHIE

Barbaree, H.E., M. C. Seto, C. Langton et E. Peacock (2001). « Evaluating the predictive accuracy of six risk assessment instruments for adult sex offenders», *Criminal Justice and Behavior*, 28 : 490-521.

Berliner, L., D. Schram, L. L. Miller et C.D. Milloy (1995). « A sentencing alternative for sex offenders: A study of decision making and recidivism », *Journal of Interpersonal Violence*, 10 : 487-502.

Bonta, J. et R.K. Hanson (1995a). *10-year recidivism of Canadian federal offenders*, données brutes non publiées.

Bonta, J. et R.K. Hanson (1995b). *La récidive violente chez les hommes libérés de* prison, document présenté au 103e Congrès annuel de l'American Psychological Association, New York., août.

Cox, D.R. et D. Oakes (1984). *Analysis of survival data*, Londres, Chapman & Hall.

CS/RESORS Consulting (1991). *An evaluation of community sex offender programs in the Pacific Region*, rapport présenté à l'administration régionale du Service correctionnel du Canada (contrat n° 21803-0-A602/01-XSB), Vancouver (Colombie-Britannique), auteur.

Epperson, D.L., J.D. Kaul et D. Hesselton (1998). *Minnesota Sex Offender Screening Tool – Revised (MnSOST-R): Development, performance, and recommended risk level cut scores*, Iowa State University/Minnesota Department of Corrections.

Friendship, C., D. Thornton, M. Erikson et A.R. Beech (2001). « Reconviction: A Critique and Comparison of Two Main Data Sources in England and Wales », *Legal and Criminological Psychology*, 6 : 121-129.

Grubin, D. (1998). *Sex offending against children: Understanding the risk*, Police Research Series Paper 99, Londres, Royaume-Uni, Home Office.

Hanley, J.A. et B.J. McNeil (1983). « A method of comparing the areas under Receiver Operating Characteristic curves derived from the same cases », *Radiology*, 148 : 839-843.

Hanson, R.K. (2002). *Evaluation of Manitoba's Secondary Risk Assessment*, manuscript inédit.

Hanson, R.K. (2001). *L'âge et la récidive sexuelle : une comparaison des violeurs et des agresseurs d'enfants*, Rapport pour spécialistes n° 2001-01, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.

Hanson, R.K. (1997). *Établissement d'une échelle actuarielle sommaire du risque de récidive sexuelle*, Rapport pour spécialistes n° 97-04, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.

Hanson, R.K., I. Broom et M. Stephenson (2001). *Updated recidivism information on sexual offenders in the CSC Pacific Region*, données brutes non publiées.

Hanson, R.K. et M.T. Bussière (1998). « Predicting relapse: A meta-analysis of sexual offender recidivism studies », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 66(2) : 348-362.

Hanson, R.K. et A.J.R. Harris (2000). « Where should we intervene? Dynamic predictors of sex offense recidivism », *Criminal Justice and Behavior*, 27 : 6-35.

Hanson, R.K., H. Scott et R.A. Steffy (1995). « A comparison of child molesters and non-sexual criminals: Risk predictors and long-term recidivism », *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 32(3) : 325-337.

Hanson, R.K., R.A. Steffy et R. Gauthier (1993a). « Long-term recidivism of child molesters », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 61 : 646-652.

Hanson, R.K., R.A. Steffy et R. Gauthier (1993b). *Long-term recidivism of child molesters*, données brutes non publiées.

Hanson, R.K., R.A. Steffy et R. Gauthier (1992). *Suivi des délinquants sexuels : suivi à long terme des agresseurs d'enfants, prédicteurs de risque et résultats du traitement*, Rapport pour spécialistes n° 1992-02, Ottawa, Direction des affaires correctionnelles, ministère du Solliciteur général du Canada.

Hanson, R.K. et D. Thornton (2000). « Improving risk assessments for sex offenders: A comparison of three actuarial scales », *Law and Human Behavior*, 24(1) : 119-136.

Hanson, R.K. et D. Thornton (1999). *Statique-99 : une amélioration des évaluations actuarielles du risque chez les délinquants sexuels*, Rapport pour spécialistes n° 99-02, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.

Hedges, L.V. et I. Olkin (1985). *Statistical methods for meta-analysis*, Orlando (Floride), Academic Press.

Marques, J.K. et D.M. Day (1996). *SOTEP follow-up data for 1995*, données brutes non publiées.

Marques, J.K., D.M. Day, C. Nelson et M.A. West (1994). « The relationship between treatment goals and recidivism among child molesters », *Behaviour Research and Therapy*, 32 : 577-588.

Marques, J.K., D.M. Day, C. Nelson et M.A. West (1993). « Effects of cognitive-behavioral treatment on sex offenders' recidivism: Preliminary results of a longitudinal study », *Criminal Justice and Behavior*, 21 : 28-54.

Motiuk, L.L. (1995). *Sex offender recidivism information for case load and new releases: March, 1991 to July, 1994*, données brutes non publiées.

Motiuk, L.L. et S.L. Brown (1993). *Laps de temps avant la suspension de la libération des délinquants sexuels*, Rapport de recherche n° R-31, Ottawa, Canada, Service correctionnel Canada.

Motiuk, L.L. et S.L. Brown (1996). *Facteurs liés à la récidive chez les délinquants sexuels sous responsabilité fédérale en liberté sous condition*, Rapport de recherche n° R-49, Ottawa, Canada, Service correctionnel Canada.

Motiuk, L.L. et F.J. Porporino (1993). *Examen des antécédents des délinquants sexuels dans le système correctionnel fédéral*, Rapport de recherche n° R-30, Ottawa, Canada, Service correctionnel Canada.

Nunes, K.L., P. Firestone, J.M. Bradford, D.M. Greenberg et I. Broom (2002). « A comparison of modified versions of the Static-99 and the Sex Offender Risk Appraisal Guide (SORAG) », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, 14 : 253-269.

Pellerin, B., J. Proulx, M. Ouimet, Y. Paradis, A. McKibben et J. Aubut (1996). « Étude de la récidive post-traitement chez des agresseurs sexuels judiciarisés », *Criminologie*, 29 : 85-108.

Phenix, A., R.K. Hanson et D. Thornton (2000). *Règle de codage pour Statique-99*, Recherche sur les questions correctionnelles : manuels et formulaires, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.

Proulx, J., B. Pellerin, A. McKibben, J. Aubut et M. Ouimet (1997). « Static and dynamic predictors of recidivism in sexual offenders », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, 9 : 7-28.

Proulx, J., B. Pellerin, A. McKibben, J. Aubut et M. Ouimet (1995). *Static and dynamic predictors of recidivism in sexual aggressors*, données brutes non publiées.

Quinsey, V.L., G.T. Harris, M.E. Rice et C.A. Cormier (1998). *Violent offenders: appraising and managing risk*, Washington, DC, American Psychological Association.

Reddon, J.R. (1996). *Phoenix Program for Sex Offender Treatment: An evaluation update with recidivism data obtained in September, 1995*, données brutes non publiées.

Silver, E., W.R. Smith et S. Banks (2000). « Constructing actuarial devices for predicting recidivism: A comparison of methods », *Criminal Justice and Behavior*, 27(6) : 733-764.

Sjöstedt, G. et N. Långström (2001). « Actuarial assessment of sex offender recidivism risk: A cross validation of the RRASOR and the Static-99 in Sweden », *Law and Human Behaviour*, 25 : 629-645.

Song, L.et R. Lieb (1995). *Washington State sex offenders: Overview of recidivism studies*, Olympia, WA, Washington State Institute for Public Policy.

SPSS Inc. (1999). *SPSS advanced models 10.0*, Chicago, SPSS Inc.

Studer, L.H., J.R. Reddon, V. Roper et L. Estrada (1996). « Phoenix: An inpatient treatment program for sex offenders », *Journal of Offender Rehabilitation*, 23 : 91-97.

Thornton, D. (1997). *A 16-year follow-up of 563 sexual offenders released from HM Prison Service in 1979*, données brutes non publiées.

ANNEXE A

Règles de codage pour la Statique-2002

L'information qui suit doit être considérée uniquement comme un aperçu général des règles de codage de la Statique-2002. Des règles de codage détaillées sont actuellement en voie d'élaboration. Les chercheurs désireux d'utiliser la Statique-2002 sont priés, avant d'utiliser l'échelle, de communiquer avec Karl Hanson ou David Thornton pour obtenir la dernière version des règles de codage. Malgré la simplicité apparente des éléments, l'expérience antérieure avec la Statique-99 semble indiquer qu'il faut faire très attention aux règles de codage pour obtenir des résultats fiables.

La Statique-2002 est destinée à être utilisée auprès des délinquants dont une infraction répertoriée est de nature sexuelle et qui ont l'occasion de récidiver parce qu'on leur a imposé une peine communautaire ou parce qu'ils ont obtenu leur mise en liberté après une période de détention. Il doit s'agir de délinquants de sexe masculin, âgés d'au moins 18 ans, qui ont commis une infraction sexuelle contre une victime identifiable.

Âge à la mise en liberté (0 – 3)

18 à 24,9 = 3
25 à 34,9 = 2
35 à 49,9 = 1
50 ou plus = 0

Il faut utiliser l'âge du délinquant au moment de l'évaluation du risque.

Persistance des infractions sexuelles (0 – 3)

Cette section inclut trois variables : a) prononcés de peine antérieurs pour infractions sexuelles (0 – 3), b) arrestations pour infractions sexuelles comme adulte et comme jeune contrevenant (0/1), c) fréquence des infractions sexuelles (0/1). Il faut coder chacune des variables, puis coder de nouveau la sous-échelle comme suit :

Score brut	Score pour la sous-échelle
0	0
1	1
2, 3	2
4, 5	3

Prononcés de peine antérieurs pour infractions sexuelles

0 = 0
1 = 1
2, 3 = 2
4 ou plus = 3

Un prononcé de peine correspond à une occasion où le délinquant est traduit devant le tribunal, plaide ou est déclaré coupable de l'infraction et se voit infliger une peine (amende, emprisonnement, peine conditionnelle). Les délinquants peuvent être déclarés coupables de plusieurs infractions au même prononcé de peine. En Angleterre, un avertissement officiel est considéré comme un prononcé de peine. Il faut compter les prononcés de peine comme jeune contrevenant et comme adulte.

Les délinquants peuvent être traduits devant les tribunaux et se voir infliger plusieurs peines pour une seule série de crimes. Pour que deux prononcés de peine soient considérés comme distincts, le délinquant doit avoir commis un crime et s'être vu infliger une peine pour celui-ci avant de commettre le deuxième crime (et de se voir infliger une peine pour celui-là). Si le délinquant est reconnu coupable d'un crime commis avant la condamnation antérieure, la nouvelle condamnation est considérée comme une pseudorécidive et n'est pas comptée séparément.

C'est le comportement plutôt que la désignation comme telle qui détermine si une infraction est considérée comme sexuelle. Ainsi, une agression sexuelle qui est ramenée, au terme d'une négociation de plaidoyer, à des voies de fait est toujours considérée comme une infraction sexuelle si le motif de l'infraction originale est sexuel. Comme la Statique-99, la Statique-2002 est destinée aux délinquants pour lesquels il y a au moins une victime identifiable. Elle ne s'applique pas aux délinquants coupables uniquement d'infractions relatives à la prostitution, bien que celles-ci soient considérées comme des infractions sexuelles si le délinquant a un casier judiciaire pour une infraction de la catégorie A (voir les règles de codage de la Statique-99; Phenix, Hanson et Thornton, 2000).

Arrestation pour infractions sexuelles comme jeune contrevenant

Arrestation avant l'âge de 18 ans et condamnation après l'âge de 18 ans = 1

Aucune arrestation pour infraction sexuelle avant l'âge de 18 ans = 0

Cet élément est coté uniquement pour les délinquants reconnus coupables d'une infraction sexuelle à l'âge adulte. Il ne l'est pas pour les jeunes contrevenants libérés après l'âge de 18 ans. La condamnation comme adulte doit être consécutive à un comportement différent de celui qui a mené à l'arrestation comme jeune contrevenant.

Fréquence des infractions sexuelles

Moins d'un prononcé de peine tous les 15 ans = 0

Un prononcé de peine ou plus tous les 15 ans = 1

Cette fréquence est égale à la somme de tous les prononcés de peine pour infractions sexuelles (y compris l'infraction répertoriée) divisée par l'âge du délinquant à la mise en liberté. Ainsi, si le délinquant est âgé de 29 ans et qu'il a une infraction sexuelle antérieure, la fréquence est égale à (1 + 1)/29 = 0,06897, et on lui attribue un point pour « fréquence élevée ».

Intérêts sexuels déviants (0 – 3)

Cette section renferme trois éléments : a) condamnations pour infractions sexuelles sans contact (0/1), b) au moins une victime de sexe masculin (0/1), c) au moins une victime jeune sans lien de parenté avec le délinquant (0/1). On fait la somme des trois éléments pour obtenir un score total variant entre 0 et 3 (aucun recodage).

Infractions sexuelles sans contact

Condamnations pour infractions sexuelles sans contact = 1

Aucune = 0

Identique à l'élément de la Statique-99. Ne compter que les appels téléphoniques obscènes, l'utilisation d'Internet pour séduire des victimes, la possession de pédopornographie, l'exhibitionnisme et le voyeurisme. Ne pas compter les infractions liées à la prostitution ni les autres infractions pour lesquelles il n'y a pas de victime identifiable.

Au moins une victime de sexe masculin

Au moins une victime de sexe masculin = 1

Aucune = 0

Même chose que pour la Statique-99.

Au moins une victime jeune sans lien de parenté avec le délinquant (0, 1)

Deux ou plusieurs victimes âgées de moins de 12 ans dont au moins une doit être sans lien de parenté avec le délinquant = 1

Sinon = 0

Cet élément est considéré comme un substitut de l'intérêt sexuel à l'égard des enfants. On attribue le point au délinquant si au moins deux de ses victimes n'avaient pas encore atteint l'âge de 12 ans. Une des victimes doit être sans lien de parenté avec lui. Si toutes les victimes entretiennent un lien de parenté avec le délinquant ou si seulement une victime est âgée de moins de 12 ans, on donne zéro au délinquant.

Lien avec les victimes des infractions sexuelles (0 – 2)

Cette section renferme deux éléments : au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant (0/1) et au moins une victime qui était un inconnu (0/1). Les victimes qui sont des inconnus n'ont pas non plus de lien de parenté avec le délinquant. On fait la somme des éléments pour obtenir un score de sous-échelle qui peut varier entre 0 et 2.

Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant

Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant = 1

Aucune = 0

On dit qu'une victime a un lien de parenté avec le délinquant si ce lien est suffisamment proche pour interdire le mariage, mais cela englobe également les cousins germains, les neveux et nièces et les conjoints. Cet élément est identique à celui de la Statique-99 (voir Phenix et coll. 2000).

Au moins une victime qui est un inconnu

Au moins une victime qui est un inconnu = 1

Aucune = 0

Une victime est considérée comme un inconnu si elle ne connaissait pas le délinquant 24 heures avant l'infraction sexuelle.

Cet élément est identique à celui de la Statique-99 (voir Phenix et coll. 2000).

Criminalité générale (0 – 3)

Cette sous-échelle renferme quatre éléments : a) prononcés de peine pour n'importe quelle infraction (0 – 3), b) tout manquement aux conditions de la mise en liberté (0/1), c) moins de quatre ans sans infraction avant la condamnation pour l'infraction répertoriée (0/1), d) toute condamnation antérieure pour violence non sexuelle. Le score brut est recodé comme suit :

Score brut	Score de la sous-échelle
0	0
1, 2	1
3, 4	2
5, 6	3

Arrestations ou prononcés de peine pour n'importe quelle infraction

Aucune arrestation = 0

Au moins une arrestation, mais moins de trois prononcés de peine pour une infraction = 1

De 3 à 13 prononcés de peine = 2

14 prononcés de peine ou plus = 3

Ne pas inclure l'infraction ou les infractions répertoriées. Compter les prononcés de peine pour infractions sexuelles et non sexuelles. Ne pas compter les infractions très mineures dont l'auteur ne serait pas passible d'emprisonnement ou d'une peine communautaire (p. ex., consommation d'alcool avant l'âge légal, excès de vitesse).

Manquement aux conditions

Tout manquement aux conditions de la mise en liberté = 1

Aucun = 0

Cet élément est coté « 1 = oui » si le délinquant a été reconnu coupable d'une infraction liée à son manquement aux conditions du cautionnement, de la libération conditionnelle, de la probation ou de la surveillance communautaire (p. ex. la non-conformité aux conditions de la probation, révocation de la libération conditionnelle). Cet élément est coté également si le délinquant est arrêté pour perpétration d'une nouvelle infraction pendant qu'il fait l'objet d'une ordonnance de surveillance communautaire (y compris de cautionnement, de libération conditionnelle, de probation).

Nombre d'années sans infraction avant l'infraction répertoriée

Moins de 36 mois sans infraction avant la perpétration de l'infraction sexuelle qui aboutit à la condamnation répertoriée ou

Moins de 48 mois sans infraction avant la condamnation pour l'infraction sexuelle répertoriée = 1,

Plus de 48 mois sans infraction avant la condamnation répertoriée et

Plus de 36 mois sans infraction avant la perpétration de l'infraction sexuelle qui aboutit à la condamnation répertoriée = 0

Calculer le nombre de mois écoulés entre la date de la mise en liberté après le précédent démêlé avec la justice et la date de la plus récente infraction sexuelle (l'infraction sexuelle répertoriée). Pour les délinquants condamnés à une peine de détention, la mise en liberté correspond à la date d'élargissement de l'établissement pénitentiaire. Pour les délinquants condamnés à une peine communautaire, cela correspond à la date de la sentence. Les arrestations et les mises en accusation constituent des démêlés avec la justice, même si le délinquant n'a pas été déclaré coupable.

Il y a deux dates associées à l'infraction sexuelle répertoriée : a) la date de perpétration de l'infraction, b) la date de condamnation du délinquant. On attribue un point au délinquant si le laps de temps écoulé entre la mise en liberté et la nouvelle condamnation est inférieur à 48 mois ou si le laps de temps écoulé entre la mise en liberté et la nouvelle infraction sexuelle est inférieur à 36 mois.

Il faut compter les infractions comme jeune contrevenant si le délinquant était âgé de moins de 22 ans lorsqu'il a été déclaré coupable de l'infraction sexuelle répertoriée.

Condamnations antérieures pour infractions de violence non sexuelle

Toute condamnation antérieure pour infractions de violence non sexuelle = 1

Aucune condamnation antérieure = 0

Les infractions de violence non sexuelle sont celles qui comportent une confrontation avec la victime, comme le vol qualifié, les voies de fait et le meurtre, de même que l'incendie criminel et le fait de proférer des menaces. Contrairement à la méthode employée pour la Statique-99, ne compter que les infractions de violence sans motif sexuel. Si le délinquant tente de commettre une agression sexuelle, mais est déclaré coupable uniquement de voies de fait, celles-ci compteraient comme une infraction sexuelle plutôt que comme une infraction de violence non sexuelle. L'acte criminel qui aboutit à une condamnation pour infraction de violence non sexuelle doit différer de celui qui résulte en une condamnation pour infraction sexuelle. La condamnation pour infraction de violence non sexuelle doit précéder l'infraction sexuelle répertoriée. Ne pas compter les condamnations pour infractions de violence non sexuelle qui sont incluses dans la grappe d'infractions répertoriées (c.-à-d. la série de crimes qui incluait l'infraction sexuelle répertoriée).

Codage de la Statique-2002

Éléments	**Gamme de scores**	
Âge à la mise en liberté 18 à 24,9 = 3, 25 à 34,9 = 2, 35 à 49,9 = 1, 50 ou plus = 0		0, 1, 2, 3
Persistance des infractions sexuelles Prononcés de peine pour infractions sexuelles 0 = aucune date de prononcés de peine antérieurs pour infractions sexuelles 1 = 1 2, 3 = 2 4 ou plus = 3 Arrestation comme jeune contrevenant pour une infraction sexuelle (et condamnation comme adulte pour une autre infraction) 0 = non 1 = oui Fréquence élevée des infractions sexuelles 0 = moins d'une fois tous les 15 ans 1 = plus d'une fois tous les 15 ans	0 – 3 0, 1 0, 1	
Score brut pour la sous-échelle de la persistance 0 = 0 1 = 1 2, 3 = 2 4, 5 = 3	0 – 5	0, 1, 2, 3
Intérêts sexuels déviants Toute condamnation pour infractions sexuelles sans contact 0 = non 1 = oui Au moins une victime de sexe masculin : 0 = non, 1 = oui Deux ou plusieurs victimes < 12 ans, dont au moins une sans lien de parenté avec le délinquant 0 = non 1 = oui Total	0, 1 0, 1 0, 1 0 – 3	0, 1, 2, 3

<u>Lien avec la victime</u> Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant 0 = non; 1 = oui Au moins une victime qui était un inconnu 0 = non; 1 = oui Total	 0, 1 0, 1	 0, 1, 2
<u>Criminalité générale</u> Arrestations/prononcés de peine 0 = aucune mise en accusation 1 = au moins une mise en accusation ou condamnation, mais moins de trois prononcés de peine antérieurs 2 = 3 – 13 prononcés de peine antérieurs 3 = 14 ou plus prononcés de peine antérieurs Tout manquement aux conditions de la mise en liberté : 0 = non; 1 = oui Nombre d'années sans infraction avant l'infraction répertoriée 0 = 4 ans ou plus 1 = moins de 4 ans Toute condamnation pour infraction de violence non sexuelle 0 = non 1 = oui	 0 – 3 0, 1 0, 1 0, 1	
Score brut pour la sous-échelle de la criminalité générale 0 = 0 1, 2 = 1 3, 4 = 2 5, 6 = 3	0 – 6	 0, 1, 2, 3
Total		0 – 14